مقتدمة في المركبي المنادي المن

دکتور موجه الحامنسی محمود به یم

191





)	



راهي رادي

بكل الحب والوفاء

أهدى باكورة أعمالى إلى أعز وأغلى ما وهبه الله لى زوجتى — وأبنائى (خالد ـ رشا ـ مروه) وجميع أبنائى وبناتى الطلاب

ميوت

يتفق معظم علماء النفس الاحصائى على أنه يوجد هدفان رئيسيان للاحصاء في الدراسات النفسية والتربوية هما : -

١ ــ وصف البيانات النفسية أو التربوية وفي هذه الحالة تسمى الأجصاء
 الأحصاء الوصفي التي تستخدم في تلخيص البيانات العددية مثل درجات الاختبار
 النفسي أو التحصيلي أو أعمار التلاميذ أو سنوات الدراسة .

٢ — امداد الباحث النفسي أو التربوي بطرق علمية لتفسير نتائج دراسته تفسيراً علمياً دقيقاً يمكن به تعميم هذه النتائج على المجتمع الأصل و يسمى فرع الأحصاء الذي يحقق هذا الهدف بالاحصاء التفسيري Inferential Stalistics ويهتم هذا الفرع من الاحصاء بنسير العلاقة بين المتغيرات كأن يلاحظ أحد ويهتم هذا الفرع من الاحصاء بنسير العلاقة بين المتغيرات كأن يلاحظ أحد الباحثين وجود علاقة قوية بين متغير بن كالتذكير الابتكاري للتسلاميذ وقدراتهم على حل المشكلات لعينه من تلاميذ الصف الأول النانوي العام بمدينة الاسكندرية ويريد أن يعمم هذه العلاقة على جميح التلاميذ في هذا السن بمدينة الاسكندرية فإن الاحصاء التفسيري يساعده على تطبيق بعض أختبارات الدلالة التي تساعده على معرفة ما إذا كانت هذه النتائج بمكن تعميمها، والكاتب يهدف أساساً أن يقدم هذا الكتاب لدراسي علم النمس والتربية حتى يساعدهم على فهم أفضل للدراسات التربوية والنفسية التي يتا بعون دراستها في مرحلة التعليم الجامعي وقد كان نصب عين المؤلف دائما أن عدداً كبيراً من دارسي علم النفس والتربية ليسوا من المتخصصين في الرياضيات مل أن معظمهم ليس لديه الخلفية الرياضية السكافية لمتابعة مقرر متطور في الإحصاء لذلك توخي

الؤلف تبسيط المعلومات الاحصائية حتى تناسب مستويات كثيرة من الدارسين والقرآء، وفي هــذا الحجال يشكر المؤلف كل من الاستاذ الدكتور ابراهيم وجيه محمود عميد كلية التربية جامعة الاسكندرية والدكتور سيد محمدحسن خبر الله عميد كليسة التربية . جامعة المنصورة على أرشاداتهم الخاصة التي كان لها أكبر الأثر في اخراج هذا العمل المتواضع بصورة مرضية .

هذا ويشكر الكاتب كل من عاون في هذا الكتاب سواء بالرأى أو الجهد ويرجو الله أن يحقق هــــ ذا الكتاب الغاية التي كتب من أجلها والله ولى التوفيق ي

الاسكندرية يوليو سنة ١٩٨٠

الغصالالاول

أهمية الأحصاء في البحوث النفسية والتربوية

مقيدة

إن معظم الدارسين في مجال العلوم السلوكية والتربويه يلزمهم دراسة بعض موضوعات الاحصاء الوصفى التى تفيد في القياس السكمي للظواهـ و المختلفة ، والاحصاء الوصفي هو ذلك العلم الذي يهتم بطرق جمــع البيانات و تنظيمها ثم تلخيصها بقصــد تحليلها لاستخلاص نتائج صادقة وإشتقاق مناقشات معقولة في ضوء هذا التحليل . وباختصار فإن مصطلح ، احصاء ، يستخدم ليرمــز إلى البيانات نفسها أو الأرقام المستخلصة منها مثل المتوسط الحسابي مثلا وعلى ذلك فالمقصود بمصطلح إحصاء Statstics في هـذا الكتاب ، هو طرق جمع و تبويب و تلخيص البيانات عمها و التويه و كذلك تحليلها و استخلاص نتائج ، و ضوعية منها و تفسيرها ، .

ويعتبر الاحصاء من أهم الوسائل العلمية المستخدمه في ميادين البحث العلمي بصفة عامة وفي ميادين علم النفس والعلوم الانسانية بصفة خاصة .

ويمكن إيجاز أهمية دراسة الاحصاء لدراس علم النفس والتربية في النقاط التالية .

1 - 1 - تساعد الطرق الاحصائيــة المختلفة على وصف الظواهــــــر النفسية والتربوية وصفا دقيقا .

٢ ـ تساعد على أن يكون الباحث دقيقا ومحمدداً في خطوات تفكيره
 لحل الشكلات .

- ٣ ـ تساعد على تلخيص نتائج البحوث بطريقة سهلة ومفيدة .
- ٤ ـ تساعد على الوصول إلى نتائج ممكن الاستفادة منها وتعميمها ٠
- تساعد على التنبؤ بالظواهر الخالفة وعلى معرفة امكانية حدوث مثل
 هذه الظواهر ومتدار وشروط حدوثها وكيفية تعديل مواعيد حدوثها .

و نظراً لأهمية الاحصاء في البحوث النفسية والتربويه التي تستخدم أساساً المنهج العلمي في تجاربها فإن المؤلف سيقدم للقارى، في هذا النصل فكرة مبسطة عن العينات Samples وخطوات المنهج العلمي والمتغيرات في البحوث النفسية والتربوية لأنها لا تمثل العناصر الرئيسية في هذه البحوث وعلى أساسها يختار القائمون على البحث الطرق الاحصائية الملائمة .

أولا بالعينات Samples

إن أول ما يواجه الباحث في العلوم السلوكية والانسانية بعدد تحديد مشكلة بحثه هو اختيار عينة الافراد التي سيجري عليها تجاربه ، فليس من من اليسير على الباحث عند دراسة مشكله ما في جدم population معين أن يقوم بدراسة هذه المشكلة في كل أفراد ذلك المجتمع . لذلك فإنه يضطر في كثير من الاحيان إلى اختيار عينة صغيرة من هذا المجتمع الأصلى . فإذا أراد باحث دراسة اتجاهات شباب الجامعات المصرية نحو السلام بين العرب وإسرائيل فإنه في هذه الحالة لن تحسيد سهولة في قياس اتجاهات جميع شباب الجامعات المصرية ولكنه مختار عينه عكن أن تمثل جميع شباب الجامعات تمثيلا صحيحا وذلك على افتراض أن النتائج التي يصل إليها من دراسة المشكله على جميع أفراد المجتمع الأصلى .

ولكى تكون العينة ممثلة ممثيلا صحيحا Representative المتخلاص حجمها كبيراً بما يتناسب مع حجم المجتمع الأصلى المراد دراسته واستخلاص النتائج عنه . ولا يمكن تحديد حجم العينة بقواعد ثابتة لأن هذا الحجم يتوقف على طبيعه المجتمع الأصلى وعلى نوع الاختبارات المستخدمه في قياس موضوع المشكلة وأسلوب دراسته ويستحسن في جميع الحالات اختيار عينة يمكن أن نسميها العينة العشوائية Random وهي تلك العينة التي لا يدخل في طريقة اختيارها أي نوع من أنواع التحيز ويشترط أن تكون هذه العينة وليدة الصدفة المطلقة وحدها . وكثال لاستخدام هذا النوع من العينات العشوائية في البحوث التي يحتاج الباحث إلى اختيار مجوعتين من الأفراد اوكما في بحوث المقارنه مثل المقارنه بين انماط التفكير الختلفة لطلاب المدرسة الثانوية العامة عصر الذين يدرسون بالقسم الأدبى .

فى هذه الحاله محتاج الباحث إلى مجموعتى طلاب متكافئتين تماماً منحيث الممر والجنس والمستوى الاجماعى والاقتصادى والمستوى التحصيلي والذكاه و يمكن للباحث التحقق من ذلك باستخدام عدد كبير من الاختبارات فى النواحى المختلفة التى تهم البحث، وطبقا لتائج هذه الاختبارات فإن الباحث يقسم عينة الطلاب إلى أزواج متجانسة ثم يقسم كل زوج بين المجموعتين فيضع على سبيل المثال الأول فى المجموعة الأولى والثانى فى الثانية ثم الثالث فى الثانية والرابع فى الأولى وهكذا تتكون المجموعتان على الصورة المبينة بالحدول التالى.

المجموعة الثانية	المجموعة الأولى
*	\
٣	1
٦	٥
٧	A
•••	•••

وسيتناول المؤلف بإبجاز أنواع العينات وطريقة اختيار كل نوع كايلى... أنواع العينات (١):

⁽١) لمعرنة أنواع العينات وطرق اختيارها • أحجامها ومصادر الاخطاء في اختيار العينة إلى التفصيل ارحم الى السكتب التا لية:

هلت دالين ، ه يو بولد : مناهج البحث في التربية وعلم النفس · ترجمة محمــــد نبيل نوفل وآخرون ص ص ه 22 ـــ ۴۵۲

Probability Samples

١ ـ عينات الاجمالات

- ٨) العينة العشوائية
- ٢) » الطبقية
- ٣) ٥ المساحية
- ٤) ، المنظمة

وهذه الأنواع تخضع لتطبيق الطرق الإحصائية التي تمدنا بتقديرات صحيحه من المجتمع الأصلي ·

Juigement Sample

٢ _ عنات يتدخل فيها حكم الباحث

ومن أنواع هذا القسم مايلي :

- ١) العينة العمدية
- ٢) العينة الحصصية

وفيما يلي عرض موجز لبعض أنواع العينات:

أولاً ؛ عينات القسم الأول :

Simple Random Semple

٧) العينةالعشوائية البسيطة

ويتم اختيار هذا النوع من العينات بطريقة القرعة Lottery وفي هذه الطريقة تكتب أسماء جميع أفراد المجتمع الأصلى في بطاقات صغيرة . ثم تطبق هذه البطاقات بحيث تختفى الأسماء تماما ثم تخلط هذه البطاقات المظبقة جيدا في إناء ثم نختار بالصدفة عدد الأفراد الذي تحدده لتلك العينة .

Systematic Random Sample | العينة العشوائية المتظمة

فى هذه الحالة يقسم المجتمع الأصلي إلى مجموعات متساوية العسدد . ويتم اختيار مفردات كل بجموعة يطريقة عشوائية ثم يختار الباحث مفردة من كل مجموعة لها نفس الترتيب العشوائي فمثلا إذا كان عدد أفراد كل مجموعة عشرة مفردات وتم اختيار المفردة رقم ه عشوائيا فتكون مفردات العينة العشوائية المنتظمة هي ١٥٤٥، ٢٥، ٢٥، ٢٥، ٢٥، ٢٠.

٣) العينة الطبقية

Stratified Sample

في هذه الطريقة تتبع الآني :

ا ـ نقسم المجتمع الأصلى إلى صفاته الرئيسية المتصلة بهدف التجربة . ب ب تحسب نسبة عدد أفراد كل قسم إلى المجموع الكلي للافراد .

جـ نختـــار العينة العشوائية الممثلة لتلك الأقسام بما يتنا. ب وحجمها وأهم يتهــــا .

د ـ نجمع العينات العشوائية في مجموعة واحدة هي العينة العشوائية الطبقية

ع) العينة العشوائية المساحية عينة العشوائية المساحية

وهى عينة تمثل المجتمع الأصلى من حيث التوزيع الجغرافي للأفراد فمثلا إذا أردنا اختيار عينة من الأطفال الذين تتراوح أعمارهم فيما بين ١٠، ١٠ سنة من أطفال جمهورية مصر العربية فإننا نقسم الجمهورية إلى محافظات ونقسم كل محافظة إلى أقاليم ثم يقسم كل اقليم إلى أحياء سكنية وهكذا إلى أن نتوقف عند مرحلة معينة . ويتم اختيار الأفراد من بين الوحدات التي تكونت بطريقة عشوائية .

ويعد هذا النوع من العينات مماثلاً للعينة الطبقية فيما عدا اختبار الأفراد من كلطبقة ففي العينة الطبقية يكون الاختيار عشوائيا أما في العينة الحصصية فيكون الاختيار انتقائيا حسب امكانية الباحث في الحصول على أفراد العينة بشرط أن يحصل على الحصة المطلوبة من كل طبقة أو فئة

Purposive Sample

٦ _ العينه العمدية

فى هذه الطريقة يعتمد الباحث على خبرته فى أن يختار بطريقة مقصودة مجوعة أفراد معينيين نظرا لأن الدراسات السابقة قد أشارت إلى أن هسده المجموعة من الأفراد تمثل فى خصائصها خصائص المجتمع الأصلى وهسده الطريقة قليلة الاستخدام فى العلوم السلوكية والإنسانية نظرا لعدم وجسود منطقة محددة بها افراد لهم خصائص ومميزات مجتمع أصلى "يعينه ويمكن أن تمثلة تمثيلاناما .

Accidental Sample

٧) العينة العرضية

إذا كان الباحث لا يستطيع اختيار عينة بحتة بأى من الطرق السابقة فإنه يختار أى عجوعة من الأفراد و بطريقة عرضية أى يختار مجموعة الإفراد المتاحة وقت اجراء البحث ولكن في هذه الحالة لا يستطيع الباحث أن يعمم نبيجة بحثه لإن هذه العينة لا يمثل إلا مجموعة الأفراد المكونة منهم.

و بعد العرض السابق للعينات وأنواعها فإن الاحصاء الوصفى يعد من أهم الوسائل العلمية المستخدمة في ميادين البحث العلمي بصفة عامة وفي ميادين

البحوث النفسية والتربوية بصفة خاصة وفيما بلى تلخيص لخطــوات البحث العلمىالأساسية.

خطوات المنهيج العلمي :

يمكن تلخيص خطوات المنهج العلمي في البحث فيما بلي :

١) الشعور بالمشكلة وتحديدها :

في هذه الخطوة بشعر الباحث بنتيجة ملاحظاته أو اطلاعه في مجال معين بوجود ومشكلة ما، ثم يقوم بتحديد هذه المشكلة تحديدا دقيقا وعادة تصاغ المشكلة في صيغة سؤال أو مجموعة تساؤلات. فمثلا إذا لاحسط المدرس اختلاف مستويات تلاميذه التحصيلية ولاحظ أن مستوياتهم الاجتماعية الثقافية والاقتصادية مختلفة فقد يشعر بأن هناك علاقة بين المستوى التحصيلي للتلاميذ والمستوى الاجتماعي والثقافي والاقتصادي لهم :

وفي هذه الحالة يمكن أن تصاغ هذه المشكلة بالسؤال التالي :

هل هناك علاقة دالة احصائيا بين المستوى التحصيلي والمستوى الاجتماعي والثقافي والاقتصادي للتلاميذ، وهذا السؤال بالرغم من وضوحه إلا أنه غير عدد تحديدا دقيقا فقد يتساءل الفرد عن المقصود بالمستوى التحصيلي هل هو تحصيل عام في جميسع المواد الدراسية، أو تحصيل أكاديمي في بعض المواد الدراسية، ويتساءل الفرد أيضا عن أعمار التلاميذ والمرحلة الدراسية التي يدرسون فيها وهكذا ولذلك على الباحث أن يحلل السؤال السابق إلى عدد من التساؤلات التي تحدد المشكلة تحديدا دقيقا.

٢) جميع البيانات المتعلقة بالمشكلة :

ويتم ذلك إما عن طريق الملاحظات الموضوعية أو تطبيق الاختبارات أو الاستخبارات النفسية والتربوية على عينة البحث (١) أو عن طريق عقد المقابلات المقننة وكذلك الرجوع إلى الدراسات السابقة في مجالات البحث.

٣) تلخيص و تصنيف البيانات .

وفى هذه الخطوة بقوم الباحث بتلخيص البيانات فى جداول أو رسوم بيانيه وكذلك تصنيفها حسب أهداف البحث ويستخدم الباحث فى سبيل ذلك عـــدة طرق احصائية كالتبويب أو الوصف الاحصائى والتحليل الاحصائى .

٤) فرض القسروض :

والمقصود بمصطلح فرض هنا هو حل مقترح للمشكللة يصيغه الباحث صياغة واضحة دقيقة بحيث لاتعطى أكثر من معنى واحد ولايتضمن أكثر من متغير لكنه ممكن أن بتضمن علاقه بين متغيرين أو أكثر .

وعند صياغة القروض تبدأ مشكلة التحول من البناء النظرى إلى التعميم التجريبي للاجابة على تساؤلات البحث .

ويحب أن تتوفر في الفرض العلمي الشزوط التالية :

أ _ أن يكون لكل فرض لجابه واحــــدة فقط ولا يحتمل أكثر من إحابة واحدة .

(۱) انظر العينات في البحث العلمي ص ص ١٠ ــ ١٦

ب_ أن يكون الفرض بسيطا فى صياغته وأن يقدم أ بسطحل للمشكلة . ح_ أن يكون الفرض قابلا للاختبار الاحصائى أى أن يكون الفرض قابلا للرفض أو القبول .

اختبار الفروض :

في هذه الخطوة بختار الباحث الطرق الاحصائية المناسبة للاختبار كل فرض من فروض البحث و تعتمد الطريقة الاحصائية على نوع الفرض العلمي، فالطريقة الاحصائية التي تستخدم للتثبت من القرض الذي يبحث علاقة بين متغيرين غير الطريقة الاحصائية التي تستخدم مع الفرض الذي يبحث الفرق بين مجموعتين في متغير معين كسرعة زمن الرجع عند مجموعتين من كبار السن وصغاره ثم يقوم الباحث باختبار كل فرض على حده والفرض الذي يتحقق في أكثر من دراسة بأخذ صفة النظرية أي أنه يمكن أن يتحقق إذا مااعيدت تم بتعت نفس الشروط الذي تم اختباره فيها .

٦) التفسير :

فى هذه الخطوة يحاول الباحث تقديم أساب متطقية لما حصل عليه من نتائج ولا بد أن تقدم أسباب قوية لقبول أو رفض أى فرض من فروض بحثه و يجب أن يكون التفسير قائما على أساس حسدود الدراسة مثل عينة الأفراد الذبن أجريت عليهم التجربة والأدوات التي استخدمت فالاختبار أو الأجهزة التي استعان بها الباحث للوصول إلى تتائجه .

و بعد أن استمرض المؤلف خطوات المنهج العلمى فى البحث الذى يعسد أساس جميع الأساليب العلمية فى البحدوث النفسية والتربوية وجميع العلوم الأخرى فإنه تجدر الاشارة إلى أنواع المتغيرات Variadie فى البحث العلمى والتي يقوم الباحث إما بتحديدها وضبطها أو تغييرها وفيا يلى نبذة موجزه عنها و

المتغيرات في البحث العلسي

Variables in Scientefic Research

ومن المفيد معرفة أنواع المتغيرات في البحوث النفسية والتربوية ويقصد عصطلح متغير variable بأنه

« كمية تزيد أو تنقص ، أو عامل يعتمد على عوامل أخرى » (') .

و تقسم المغيرات عادة إلى نوعين رئيسيين ها :

Inbependent Variables

ا) المتغيرات المستقلة

Dependent variables

التغيرات التابعة

و كتوضيح لأنواع المتغيرات التى يتعرض لها باحث يقوم، بدراسة ظاهرة تفسية أو تربوبة أو اجتهاعية فاننا نلاحظ أن الباحث يعنيه بالدرجة الأولى هراسة أثرالتغير الحادث في أحد المنغيرات على التغير الحادث متغير آخر فمثلا إذا أراد الباحث دراسة أسباب الطلاق أو للعوامل التى تعوق استمرارية الزواج فيجد نفسه امام عدد كبير من المتغيرات مثل المستوى الاقتصادى العالى الحذي يتميز به بعض الرجال عن بقيه الرجال أو المستوى الأجماعي المرتفع الذي يعيش بعض الرجال عن الرجال الآخرين أو تماسك المجتمعات التى يعيش فيها بعض الرجال يكون أكثر من المجتمعات التى يعيش فيها بعضهم الآخر فيها بعض الرجال وهكذا.

 ⁽١) عبر الملعم ادني (١٩٧٨) اوسودة بر أنفس راتتاديل اداي .
 الديمة الأولى مكتبة مدبولي لهابا ة والنشر

وهنا يبرز التساؤل التالي: لماذا تتباين المتغيرات بعضها عن البعض ? هذا التساؤل يقودنا إلى التوضيح والتنبؤ بما إذا كان التغير في أحد المتغيرات يعتمد على التغير في متغير آخر وهذا بجعلنا تحدد دراسة أثر كل عامل مؤثر على الطلاق في مثالنا السابق فمثلا يقوم الباحث بدراسة العلاقة بين نسبة دخل الزوج و نسبة الطلاق أو نسبة الطلاق في المجتمعات المتاسكه بنسبة الطلاق في المجتمعات المتاسكة بين أي في المجتمعات المفككة . هناك متغيرات أخيري تؤثر على العلاقة بين أي متغيران هذه المتغيرات تؤثر على النتيجة التي يستخلصها الباحث بالرغم أنه لا يريد قياس مدى تأثيرها لذلك فن المحتم عليه أن يقوم بتثبيتها أو التحكم فيها .

هذة المتغيرات يطلق عليها متغيرات متداخلة intercorrelated أو متغيرات وسيطة intervering

وفيها يلى شرح موجز لأنواع المتغيرات الثلاثة فى البحوث النفسية والـتربوية

أولا: المتغيرات التابعة: والمتغير الذي يمثل النتيجة التي يتوصــل إليها البحث أو التي يتوقعها من أجراء دراستــة يسمى المتغير النــابع، أومتوقف الاختلافات الحادثة في متغيرات هذا المتغير على التغيرات الحادثة في متغيرات أخرى، والمتغيرات التابعة عادة تعرف على أنهــا متغيرات متأثرة بمتغيرات أخرى وتسمى في بعض الأحيان بالمتغيرات الحرجة لأن البــاحث يهتم دائما بنتيجة التغير فيها.

ثمانيا: المتغيرات المستقلة: المتعيرات المستقلة هي المتغيرات التي تؤثر على المتغيرات التابعة وتحدث فيها الأثر. وعند معظم المهتمين بدراسة العلاقات بين

مثل هذه المتغيرات المستقله والمتغيرات التابعة عنها بالشكل التالى :



ثالثا : المتغيرات المتداخلة : وهي المتغيرات التي تحدث أثرا على المتغير التابع بدون قصد من الباحث ولذلك فانها تسمى متغيرات متداخلة intercorrelated أو متغيرات وسيطة intervening وهذه المتغيرات يحاول الباحث دائما أن يثبتها أو يتلاشى آثارها والرسم التوضيحي التالي يبين أتر هذه المتغيرات على المتغير التابع .

و تؤدى المتغيرات المتداخلة إلى التأثير البالغ في نتائج الدراسه نطراً لأنها تقلل من اثر المتغير المستقل، الأمر الذي لا يمكن معه إرجاع كل المتغيرات الحادثة في المتغير التابع إلى المتغيرات المستقلة وحدها.



الفصلالثاني

التوزيعات الاحرارية

Prequency Distriputous

هدف التوزيع التكراري هو تبسيط الاجراءات الاحصائية وذلك بعرضها في صورة مبسرة ومناسبة . كما يهدف عمل التوزيعات التكرارية للبيانات أيضا إلى صهاغتها صياغة علمية تبين أهم المميزات الرئيسية لهذه البيانات .

يرمز لتسكرار الدرجة مرة واحدة بالرمز (/) ويرمز للتسكرار مرتين بالرمز (//) ويرمز للتسكرار مرتين بالرمز (///) و نستمر هسكذا حتى نصل إلى الرمز (///) لتوضيح التكرارات خمس مرات .

الفئات العكرارية :

عندما يزيد تشتت درجات مجموعة من الأفراد فى اختبار معين (اختبار قدرات عقلية مثلا) كأن تكون أقل درجة هي ه وأعلى درجة هي ١٠٠ فإن الجدول التكراري يصعب تسجيله في صورة واضحة ، وفي هذه الحالة تجمع هذه الدرجات في فئات تحتويها وترصدها في صورة موجزة بسيطة .

مثال (۱)

والمثال التالي يوضح تصنيف درجات ١٠٠ تلميسذ في مادة اللغة العربية بالصف الثالث الاعدادي مثلاً وقد قسمت هدده الدرجات إلى فئات طول كل منها و درجات .

التكرار	العرب	فئةالددجات
٤	1 Mills	. YE _Y.
ר	I MI	79
17	H M M	46 T.
x Y •:	M M M M	77270
1. 1 Parent	M M M M M	1247 E & * & •
77	II HI HI HI HI	189-10
11	I MH HH	9 £ 0 •
1	- 2 × 2 × 3	المحسنى

وقد كتبت فئات الدرجات بالجدول السابق موضحا فيها الحدالأعلى والحد الأدنى لكل فئة، فالفئة الأولى مثلا: ٢٠ — ٢٤ تعبر عن فئة الدرجات من ٧٠ فأكثر إلى ٢٤ فأقل وطول هذه الفئة شمس درجات ولكن هـذه الفئات لاتشمل إلا الدرجات الصحيحة فقط ، وقد تكون ببعض الدرجات كسور فى كثير من الأحيان ، لذلك فيفضل أن تكون فئات الدرجات كا هو موضح بالجدول التالى :

A section of the sectio

جدول رقم (۲) ببین فئات الدرجات و تکرار کل فئة

47.4	was the way to be a second	San	العبرا فالهارة عوالما
2. *V _{1.1} () 各 海 制品(التُّكرار	الفائسة	
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·		4	
Post of the same	* * * * * * * * * * * * * * * * * * *	Your Territory	* **
eri sile ya	.,, 1	¥o	
	1 Y (#1.55m) 5	<u> </u>	
	٧.	- 40	
	18 12 YO 1 12 41	£.	
17	**************************************	— to 	
g = %, .	1	المجموع	
<u> </u>			

فالفئة ٧٠ ـ تدل على جميع الدرجات ابتداء من الدرجة ٢٠ وبما فيها الدرجة ٢٠ نفسها إلى كل درجة أقل من ٢٥ ، وتكون إذن الفئة الأعلى منها مباشرة هي ٢٥ ـ وتشميل جميع الدرجات ابتداء من ٢٥ وبما فيها ٢٥ لغاية أقل من ٣٠ . والفئة الأعلى من هذه مباشرة هي ٢٠ ـ وهكذا .

و يسمى الجدول السابق بالجدول التكرارى Frequency table ويقال الله يدلنا أنه يوضح توزيعا تكراريا Frequency Distribution وذلك لأنه يدلنا على عدد مرات تكرار كل فئة من فئات الدرجات في المجمدوعة الأصلية المكونة من ١٠٠ درجة .

هدد النشات ومسداها :

يفضل أن يكون عدد فئسات الدرجات محموراً بين ١٠ ، ٢٠ فئسة حتى يكون معقولا ومناسبا ويرتبط عددالفئات إرتباطاً مباشراً بمدى طول كل فئة وحدودها فمندما يزداد عدد الفئات في أي توزيع تكراري فإن مسدى الفئة يقل تبعا لذلك ، وعندما يقل عدد الفئات بنفس التوزيع التكراري فإن مدى الفئة يزداد تبعا لذلك .

طريقة حساب مـــدى الفشــة:

- (١) المدى المطلق = أكبر درجة أصغر درجة
- (۲) المدى الكلى لجميع درجات التوزيع التكرارى = = أكبر درجة – أصغر درجة + ١

ويضاف الواحد الصحيح إذ أنه يطرح أصغر درجسة من أكبر درجسة يكون الناتج الحل من عدد الدرجات بواحد فقظ .

عدد الفثات :

يستخرج عدد الفئات بقسمه المدى الكللي طى الطول المنساسب لكل فئة ولإذا احتوى ناتج عملية القسمة على كسر مهما كانت قيمته فاننا نجعل عدد الفئات مساويا للعدد الصحيح الذي يتلو هذا الناتج .

التمثيل البياني للتوزيعات التكرارية _ Graphic Representation قد يصعب على البعض فهم خواص التوزيع التكراري الذي بالحدول

السابق بمجرد النظر إلى هذا الجدول ، لذلك يحول الباحث عادة جـــدول التكرارى إلى رسم بيانى تتضح فيه خواص هذا التوزيع بعبــورة أوضح مما يوضحه الجدول ويتم ذلك بأى من الصور الثلاث التالية :

Histogram المدرج التكراري

و يمكن الحصول عليه بتقسيم الهور الأفقى إلى أقسام متساوية ، عسدد هذه الاقسام يزيد عن عدد الفئات بواحد ، و يمثل كل قسم منها فئة بحيث يبدأ تقسيم الهور من اليسار بفئة أصغر من أقل فئة بالجدول ، أى أننا نبدأ تقسيم الحور الأفقى في المثال السابق بالرقم ١٥ ونستمر حتى الرقم ه٠٠ ثم بتقسيم الحور الرأسي إلى عدد من الأقسام المتساوية أكبر مباشرة من تكرار أكبر فئة أى حوالي ٢٦ قسما في هذا المثال . ثم نقيم على كل قسم من الإقسام الأفقية مستطيلا ارتفاعه يساوى التكرار في الفئة التي عملها هذا القسم وهكذه شعمل على المدرج التكراري كما هو موضح بالشكل التالى :

وحيث أن عرض كل مستطيل يساوى الوحدة ، إذن مساحة كل مستطيل مساوية للتكرار في الفئة التي يمثلها . وعلى ذلك فان مساحة المدرج العكر ارى كله تساوى التكرار الكلى للفئات التي يمثلها .

Fregnency Polygon (۲) المضلع التكراري

ويمكن الحصول عليه بتقسيم المحورين الأفقى والمرأسى كما فعلنا في المثال السابق، ثم ننصف كل فئة في نقطة، وتسمى هذه النقطة بمركز الفئة.

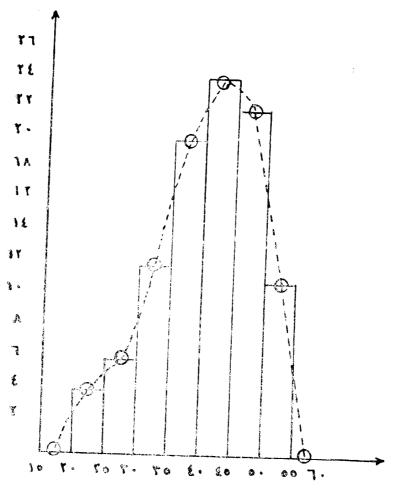
 مُوزَعَة تُوزِيعًا عَادَلًا حُولَ مُنْ كُرُهَا . ثم نَضْعَ فُوقٌ مُنْ كُنَّ كُلِّ فَئُلْسَةً نَقَطَّة تَبِعَدُ عَنْهَا رأْسَيًّا مَسَافَة تَمْثُلُ التَّكُرُ ارْ فَي هَذَهُ الفَّيَّةُ ، وَنَضْعَ نَقَطْتَينَ عَلَى المحور الفئة السابقة لأصغر فئة وعند مركز الفئة اللاحقة لأكبر فئة في التوزيع، ثم نصل هذه النقطة عستقيات فنجصل على المضلع التكراري كما في الشكل رقم (١) والذي تمثله الخطوط المتقطعة.

نقسم المحورين الأفقى والرأسى ونعين مواقع النقسظ كما في المضلع Smooth and continous Your ed samuel entire state of the Smooth عيث يمر بكل النقط التي عمثل مركز الفئات كما بالشكل التالي:

the state of the s

The second second will be the second that the second second

with the second of the second of the second



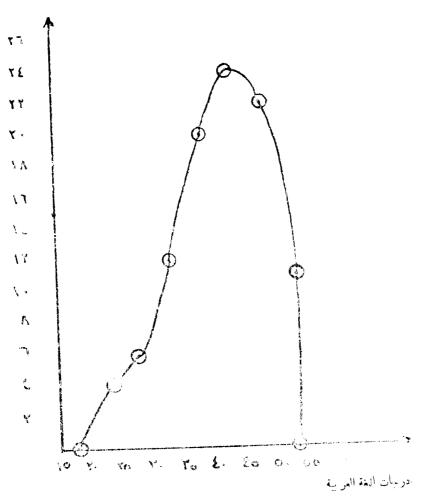
درجات اللغة العربية

شکل رتم ٔ (۱) المدرج التکراری والمفانع الشکراری لارجات ۱۰۰ تامیذ فی ماده اللغة العربیة

التوزيع التكراري المتجمع لفئات الدرجات:

(١) التكرار المتجمع التصاعدي:

يحسب التكرار المتجمع لفئات الدرجات لتعرف عدد الذين حصلوا على درجات أقل من مستوى معين والجدول التالي يبين .



شكل رتم (۲)
 المنتخى التكراري لدرجات ۱۰۰ تلميذ في مادة اللغة العربية

مثال (۲) :

كيفية حساب التكرار المتجمع التصاعدي من الجدول رقم (١) بالمثال السابق:

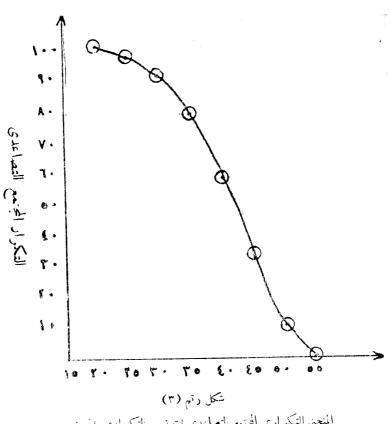
جدول رقم (٣) يبين التكرار المتجمع التصاعدى لدرجات ١٠٠ تلميذ في اللغة العربية

كرارا لمتجمع التصاعدي	أقل من الحدودالدنيا للفئات التــــــــــــــــــــــــــــــــــ	التكرار	الفئة
صفر	أقل من ٢٠	٤	- Y.
٤	أقل من ٢٥	٦	40
١.	أقل من ٣٠	14	
44	أقل من ٣٥	۲٠	
٤٧	أقل من ٤٠	40	— ξ •
14	أقل من ٥٤	77	-10
٨٩	أقل من ٥٠	11	0•
1 • •	أقل من ٥٥	١	

فهندما نريد معرفة عدد الأفراد الذين لم يصلوا لملى مستوى الفئمة الثالثة التي تبرأ بالدرجة .٣ وتنتهى بالدرجة أقـــل من ٣٥ فإننا بالاستمانة بالتكرار المتجمع الصاعد الذي يكشف لنا أن هذا العدد يساوى ١٠ أفـراد أي أن التكرار المتجمع لأى فئة يدل على مجموع تكرار هذة الفئة وتكـرار النياتي تسبقها .

المنحني التكراري المتجمع التصاعدي:

و يمكن تمثيل التوزيع النكراري المتجمع التصاعدي كما في الشكل التالي عيث يدل المحور الأفقى على الحدود الدنيا لفئات الدرجات ويدل المحدور



المنحنى التكراري الجتمع التصاعدي للتوزيع التكراري الموضح رتم ١ صفحة ٢٤

(ب) التكرار المتجمع التبازلي

عندما يراد معرفة عدد الذين حصلوا على درجات أعلى من مستوى ممين فإننا نستخدم التكرار المتجمع ولكن نجمعه من أسفل الجدول ثم ترقى به إلى أن يصل إلى أعلان ·

مثال (۳) :

والجدول التـالى يبين طريقة حساب التكرار المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري السابق (بالجدول رقم (١) ص) ·

جدول رقم (٣) يبين التكرار المتجمع التنازلي لدرجات ١٠٠ تلميذ في مادة اللغة العربية

التكرار المتجمع التنازلي	الحد الأدنى للعبَّة فأكثر	التكر ار با	الفئة
١	٠٠ فأكثر	ž	Y·
47	ه ﴾ فأكثر	٦	Y0
•	٠٠٠ فأكثر	17	7"•
Y A	ه ۲ فأ كثر	٧٠	۲0
۰۸	. ۽ فأكثر	70	— ٤ •
JW	ه ۽ فأكثر	77	— 10
	ه ه فأ كاثر) \	
صفر	أ ما فأكثر	· · ·	

المنحني التكراري المتجمع التنازلي:

يمكن أيضا تمثيل التوزيع التكرارى المتجمع التنازلى كما في الشكل التالى عيث يدل المحور الأفتى على الحدود الدنيا للفئات والمحور الرأسى محتوى على المنكرار المتجمع كما في الشكل الىالى:

سبق توضیح طریم، رسم المنطق التکراری التوزیمات انسکر اریة با ایکناب ص .

جدول رقم (٤) يوضح طريقة حساب التكرارين المجتمعين التصاعدى والتنازلى لتوزيع درجات ١٠٠ تلميذ فى مادة اللغة العربية باستخدام الحـــــدود العليـــــا لفئات الدرجات

:	*	٩	Y >	° >	77	7	صغر	التكرار المتجمع التدازلي
	اکبر من ۲۰		اکبر من ۲۰	اکبر من ۴۰	اکبر من ه	اکبر من ۵۰	اکبر من ٥٥	الحدود العليا لفئات الدرجات فأكثر
مفر	~	•	77	μ 1	₹	>,	:	التكرارالمجتمع التصاعدي
آقل من ۴۰	اقل من ٢٥	اقل من ۳۰	اقل من ۲۰۰	اقل من ۶۰	اقل من ٥٥	اول من ٥٠	قل من ٥٥	الحدود العليا لفئات الدرجات فأقل
-	×	7 - 70	17 - 1.	Y 40	70 - 2.	03 - 11	7	العة التكرار

حساب كل من التكرارين التصاعدى والتنازلي باستخدام الحدودالعيالا الفئات الدرجات:

يوضح المثال السابق طريقه استخدام الحدود الدنيا لفئات الدرجات فى حساب كلمن التوزيعين التكرارين المتجمع التصاعدى والمتجمع التنازلى التوزيع المتكرارى المبين بالجدول (١) ص . والجدول التالى يوضح طريقة استخدام الحدود العليا لفئات الدرجات فى حساب كل من التوزيعين المتجمعين المتصاعدى والتنازلى لنفس التوزيع التكرارى .

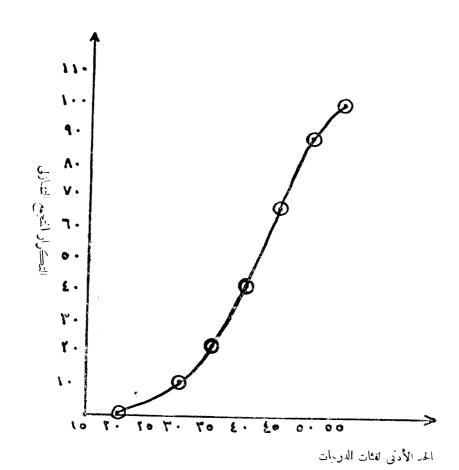
مثال (٤) : أخذت عينة عشوائية من مائةطالب من طلبة أحدالمدارس الثانوية العامة بمدينة الاسكندرية وتم قياس أطوال هؤلاه الطلبة فوجد أن هذه الأطوال موزعة كما في الجدول التالى :

الجيدة	٠٨٠٠ م امْ أَمْ أَمْ الْمَا			1 . 4	_,,,,,	1 , 5		ĬŢ	[] [] [] [] []
اجموع	۱۷۰ أوأ قل من ۱۸۰	- ' '	_ \ \ - \ \ \ - \ \ \ - \ \ \ \ \ \ \ \		-11.	-11.	-11.	_ ` · ·	-
1	۲ ا	٥	4	١٥	77	٧٠	12	٨	عدد لطاءه

والمطلوب تحويل جدول التوزيع التكراري الا طوال الموضع عاليا الى :

أ ـ جدول توزيع متجمع تصاعدى يأخذ أقل من الحد الادني لكل فئة.
 ب ـ جدول توزيع متجمع تنازلى يأخذ الحد الأدنى فأكثر لكل فئة .

التكرار أو التجمع	اقل من الحد	التكرار	فئات الطول
التصاعدي	الادنى للفئة		بالسم
صفر ۲۲ ٤۲ ٦٩ ٨٤ ٩٣ ٩٨	اقل من ۱۰۰ اقل من ۱۰۰ اقل من ۱۳۰ اقل من ۱۴۰ اقل من ۱۳۰ اقل من ۱۳۰		-۱۰۰ -۱۲۰ -۱۲۰ -۱۵۰ -۱۹۰ -۱۹۰ من۱۸۰



شكار رقم (؛) يبن المنحني التكزاري المتجمع التنازلي للتوزيع التكراري الموضح بالجدول رتم (۱) صفحة ۲؛

التوزيم المتجمع التنازلي لأطوال مائة طالب من طلاب احد المدارس الثانوية بالاسكندرية

التكرار المتجمع الهابط	الحدالادنى للفئة فأكثر	عدد الطلبة	فئات الطول بالسم
۱۰۰ ۹۲ ۷۸ ۴۱ ۱٦ ۷ ۲	 ١٠٠ فأكثر ١٢٠ فأكثر ١٣٠ فأكثر ١٤٠ فأكثر ١٥٠ فأكثر ١٦٠ فأكثر ١٠٠ فأكثر ١٧٠ فأكثر ١٨٠ فأكثر 	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	-۱۰۰ -۱۲۰ -۱۳۰ -۱٤۰ -۱۳۰ ا۲۰ واقل
		1	المجموع

و بجب إدراك العلاقة بين جدول التوزيع المتجمع الصاعد والهابط حيث انها ليس عكسا لبعضها ولكنها يكملان كل منها الاخر فعند مسنوى اى فئة تلاحظ انجموع التكرار المتجمع التصاعدى مضافااليه مجموع التكرار المتجمع التصادى مضافاته مجموع التكرار المتجمع التكرار .

فعلى سبيل المثال عدد الطلاب الأقصر من ١٥٠سم هو ٨٤ طـــالب وعدد الطلاب الذين يزيدون في الطول عن ١٥٠ سم هو ١٦ طالبا .

وواضح ان مجموع هذين التكرارين (١٦ + ١٦) = ١٠٠ طالب

تم__ارین

(١) كون توزيعا تكرار بن للدرجات التالية جاعلا طول الفئة ٦

0 \$	۷۰	17	48	7 £	1 7	٦٤	٣٦
۸۸	• 0	٨٤	۳٥	41	۲۳	44	٤٧
• ٤	۲. •	00	17	٥٤	۳٥	99	44
11	٤.	٣.	c £	٧٨	٨٨	• •	٧٦
١.	۸٥	٧٥	97	41	٧.	٥.	٤٣

(٢) فيها يلى درجات ٣٥ تلميذا من تلاميذ الصف الأول الثانوى في اختبار تعصيلي لمسادة الرياضيات.

كون توزيعا تكراريا لهذه الدرجات حاءلا طول الفئة ٣

اوجد التكرار المتجمع التصاعدي والتكرار المتجمع التنازلي للتوزيعات التكرارية التالية.

(٣) نسب ذكاء مجموعة من الأطفال عددهم ١٠٠٠ طفلا وتتراوح اعمارهم بين ٣ سنوات ، ١٣ سنة

	عدد التلاميد	فت أسد الكام
	m	
	17	- 70
A STORES	٥٨	- 40
T. T. T.	4.4	- Vo
2	4.10	40
-	۴۵۹	-1.0
	1 • •	-110
-	۲1	_ \ Y •
ACCULATION.	10	-1 m
2		H.

(٤) درجات ٠٠٠٠ طالب من طلاب الصف الثالث بكلية الآداب جامعة الاسكندرية إفي مادة علم النفس التعليمي

P Card	ا عدد الطلاب	فأت الدرال	
* 20.4	۲۸	um 🔘	The Contract of the Contract o
100 C	40	-1.	W
i i	٣.	-\o	1 Market
S. Marchier	١	-7.	
	* 77	-40	(大学に
	45.		明 日本
200	1 4.	-4.0	THE PARTY
	1	- •	Section 1
	۸٠	-10	
ĺ		•	-

الفصل الثالث مقاييس الترعة المركزية

Measures of Central Tendemcy

مقدمة:

إذا رجعنا للتمثيل البيانى للتوزيع التكرارى الموضح بالشكل رقم (١) صد يتضح لنا أن معظم المفردات تتراكم عند نقطة متوسطه في المدى الموزع فيه التكرار الكلى ويتناقص عددالمفردات كلما بعدنا عن هذه القيم المتوسطه من الجانبين وهذا لا يحدث في جميع التوزيعات التكرارية ولكنه يحدث في أغلب الاحيان.

هذا التراكم عند نقطة متوسطة هو ما نسميه بالنزعه المركزية ، أى نزعة المفردات لاتخاذ القيم المتوسطه Average وتفيد معرفة القيم المتوسطه في دراسة التوزيعات التكرارية ، وهناك عدة أنواع من المتوسطات أهمها ثلاثة أنواع هي الوسط الحسابي Arithmetic Mern والوسيط مصافحها والمنوالي Mode ، ولكل من هذه المتوسطات محديزاته وعيو به وسنوضحها عند شرح طريقة حساب كل منها

أولا: المتوسط الحسابي Ariilmetic Mean

إننا نستخدم كلمة متوسط حسابى فى حياننا اليومية كثيرا فنقول مثلا أن درجات الطالب سمير أعلى من المتوسط عندما ترد على سؤال بشأن تحصيله المدرسي أو تقول أن التلميذه سعاد أقدل من المتوسسط فى الذكا. بالنسبه

لتلميذات فصلها فقد يكون مفهومنا عن مصطلح متوسط ليس كما يعرفه المتخصصون في الاحصاء. وكثيرا ما نرى في الاحصاء النفسي والتربوي ييانا عن متوسط عدد التلاميذ بالنسبه لكل مدرس في مرحلة ما من مراحل التعليم المختلفه أو متوسط دخل الفرد بالنسبه للدخل القومي ولكن ما دو التعريف الدقيق لهذا المصطلح ?

تعريف المتوسط الحسابي :

المتوسط الحسابي لعدة درجات مختلفة لمقياس معين هو ناتج خارج قسمه مجموع هذه الدرجات على عددها . فمثلاالمتوسط الحسابي للارقام ٢ ، ٤ ، ٢ هو

$$\xi = \frac{17}{r} = \frac{7+\xi+\gamma}{\gamma}$$

وسنرمز لهذا المتوسط بالرمز سَ في الامثلة غالنمارين التالية وبذلــك تكون

$$\frac{\partial}{\partial v} = \frac{\partial v}{\partial v}$$

مثال (۱)

أوجد المتوسط الحسابي للاعداد التالية :

77 . 77 . 17 . 0 . A . 18

الحل : . . عدد الأعداد السابقة هو ٢ أعداد

$$\frac{m_1+\gamma\gamma+1m+0+\lambda+1}{\gamma}=\omega.$$

ابجاد المتوسط الحسابي للبيانات الاحصائية الميوبة:

من المثال السابق يتضح لنا أن عملية حساب المتوسط الحسابى لعدد مغير من المفردات كبيراً فإننا مغير من المفردات كون بسيطة ، أما إذا كان عدد المفردات كبيراً فإننا نضع هذه المفردات في صورة توزيع تكراري وقديكون هذا التوزيع بسيطا أو ذا فئات .

(١) حساب المتوسط الحسابي لتوزيع تكراري بسيط:

مثال (۲)

أوجد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالي:

	١	٧	۳	٤	٥	٦	٧	٨	الدرجة (س)
ر	صف	١	۳,	٨	صفر	٤	١٧	١.	التكرارى (ك)

: الحــال

نوجد عدد الدرجات (ن) وهو يساوى مجموع التكرارات (عبد عاصل ضرب كل درجة فى تكرارها (س × ك) ثم تجمع الناتج (عبس ك) ثم يقسم حاصل الجمع على عدد المفردات فنحصل على المتوسط الحالى .

٠	حاصلضر س×ك	التكرار (ك)	الدرجة (س)
	٧٢	٩	٨
	٨٤	١٧	٧
r economic	71	£	٦
	صفر	صفر ا	
	ETY	_	£
	1.4	-	٣
	۲	1	Y
	صفر	صفر	
24 C C C	747	along a separate manage a material of the	

مثال (٣) احسب المتوسط الحسابى لدرجات ٣٥ طالباً بكلية الآداب في هادة الاحصاء ودرجاتهم موزعة كالآني :

	and a substitute of the substi
The state of the s	tt E
	III B
1 A A A A A A A A A A	
RESIDENCE OF THE PROPERTY OF T	BARRIMONDER
The state of the s	
	C., 1
THE	ا متكــــــــــــــــــــــــــــــــــــ
	January 2001 B
	· .
	_

الحـــل :

حاصل ضرب الدرجه في التكرارك س	التكرار (ك)	الدرجه (س)
^	- Carlos Andrews	A
**	* *	٩
٧.	A A	١.
and a second	ON THE PARTY OF TH	17
41	× ×	14
ا ا ا		\ 3
T 2	**	()
02	~	14
The state of the s	ŧ	3

أما إذا كان التوزيع التكراري ذا فئات فاننا نتبع الخطوات الناليه :

١ ـ نكتب البيانات الاحصائيه على صورة فئات متساوية أو غير متساويه

٢ ــ نعين التكرارت التي تحدث في كل فئه وبرمز لها كر (التكرار الذي

حدث في الفئه التي ترتيبها ر)

٣ ـ نعين مركز هذه المئات وليكن س ر (مركز النَّه التي ترتيبها س)

¿ - نعین حاصل ضرب لئر فی س

ه ـ توجد المتوسط الحسابي س من القانون عوس × كور من القانون من الق

مثال (١) اوجد المتوسط الحسابي من جدول التوزيع النكراري النالي :

10-18	11-11	11-1.	9 - 1	'	0 - 1	۲ - ۲	11 - •	العئات ا
7	Y	5	•	١	۲	٧	٧	التكرارالي

س س × كئىس	مراكز الفئات (سر ⁻)	ال تكر ار (ك _ر)	الفئات
ەر •	•ر •	١	1
۰ر•	ەر γ	۲	٣-٢
۰ر۹	ەر ؛	۲	0 _{
٥ر٦	٥ر٦	١	V-7
در ۲۶	٥ر٨	٥	۹-۸
٠ر٢٤	٥٠٠١	٤	11-1-
٠ره٢	٥ر١٢	*	12-14
٥ر٧٤	٥ر١٤	٣	10-18
178		٧.	

$$\frac{2^{i}}{m} = \frac{1}{m} = \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} = \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} = \frac{1}{m} \cdot \frac{1}{m} \cdot$$

حيث محكر = ن = عدد المفردات

وأن مركز الفئة س = الجد الأدنى للفئه +

أما مركز الفئة س = الحد الأدنى للفئه + الحد الأعلى للفئه

مثال (٥) اوجد المتوسط الحسابي للتوزيع النكراري النالى :

I -	٣.	-70	-4.	-10	-1.	-0	الفئات
	-	~		_			
L	٠.	۲	٨	•	14	٨	التكرارات

الحـــل

حاصل ضرب سمر × نصر	مراکر الفئات س مر	التكرارت الفئات ك س
٦٠,٠	٥٦٧	۸ - ۰
١٥٠٠٠	٥ر١٢	14 -1.
۰٫۰۷	٥ر١٧	2 -,0
14.	٥ر٢٢	A _4.
٠٥٥	°ر۲۷	Y _40
770	٥ر٣٣	14.
Al·		£ £

إبجاد قيمه المتوسط الحسابي بطر قه الآتحراؤات بـ

في هذه الطريقة تختار متوسطا قرضًا (١) ثَمْ تُحسب قيمه انحراف الدرجات

(ح) عن هذا المتو شط القرضي

أى أن حر = سر - ا

فاذا كان لدينا القيم س، عسى عسى عسن

فان الانحرافات الناتجة يمكن الرمن لها بالرموز

$$+(1-1)+(1-1)+(1-1)=-2$$
.

$$\frac{1}{2} - (2m + m + 4m + 4m + 4m + 4m) = 2 + 4m$$

ن محس = ن ا + مح ح ويقسمة الطرفين على ن

أى أن المتر سط الحالي = المنوسط الفرضي + بنوع الانحر الات

ويمكن ايجاد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات من الدرجات الخام أو التوزيعات التكرارية ذو الفئات .

أولا: حساب المتوسط الحسابى بطريقة الانحرافات من الدرجات الحام مثال (٦)

أوجد المتوسط الحسابي للأعداد التالية :

9461.761.7611.611264264864761.69769

الحل

نفرض أن المتوسط الفرضي هو ١٠ ونحسب الا محسرا ذات و توجد مجموعها كما هو مبين بالجدول التالي :

١٠٦ ٨٩ المجموع	117	11.	112 42	1	17	۹.	س ا
1.4-11-1	+	•	٤+ ٢٦	- 74-	1 =-	۲	ح

$$\frac{\zeta^2}{i} + 1 = " \cdots : 6$$

$$\frac{(1\cdot \lambda -)}{1\cdot} + 11\cdot = \overline{0} - \cdots$$

1.74 - 11. =

= 768

ثانيا: حساب المتوسط الحسابي بطريقة الا محراة من التوزيعات التكرارية البسيطة:

في هذه الحالة تكون قيمة المتوسط الحسابي سُّ هي :

والمثال التالى يبين طريقة الحساب :

مثال (٧):

أوجد المتوسط الحسابي للتوزيع التكراري التالى بطريقة الابحرافات

1.	٩	٨	Y	٦	•	س	
*****			Section 2				ı
٦ ,	٤	۲	1.	۲	٤	4	l

الحل

نفرض أن المتوسط الفرضى هو ٧ ثم نحسب انحراف الدرجــات عن هذا المتوسط الفرضى كما هو مبين بالجدول التالي .

ح × <i>ح</i>	ح ا	ك	س
٨-	٧	٤	•
۲ –	1 -	4	٦
•	•	1.	Y
4	1	*	٨
A	۲	٤	1
۱۸	*	٦	١.
1	a, annual Taraba	*^	

هنال (۹)

اوجد المتوسط الحسابي بطريقة الانحرافات للتوزيع النكراري المعطى في على الثال رقم (٢) ص

المسل:

ه**رض أن الم**توسط الفرضي هو ٥ر٨

ثم نحسب الانحرافات عن هذا المتوسط الفرضى بالاضافة إلى حاصل ضرب الانحرافات في تكرارات الفئات المختلفة كما في الجدول العالى :

ن ن س×ك س			التكرارات	الفئات
	(حر) ا	(سر،)	كر	J
			1	
۸-	۸_	ەر ٠	•	\- -
14-	7_	0.7	*	4-4
۸-	٤ ا	٥ر غ	۲	0_{ }
۲	·	٥ر٦	١	Y-1
		٥ر٨	•	۹۸
	۲ +	۰۰۰		11-1.
1 1	1 +	٥ر١٢	۲	14-14
14	1 +	۹ ر۶۴	٣	10-18
į				
		: :		
٤				

ن س ـ ا + عرك علي

$$v' = 0(A + 3) = 0(A + 7)$$

$$V' = A(V)$$

الوسيط هو الدرجة التي تتوسط توزيع الدرجات بحيث يسبقها نصف عدد الدرجات و يتلوها النصف الآخر .

و يمكن الحصول على الوسيط بأن ترتب درجات المجموع، ترتيبا تنازليا أو تصاعديا ثم نأخذ القيم التى نقع فى الم تصف تماما إذا كان عدد الدرجات فرديا ، أما إذا كان عدد الدرجات زوجيا فان قيمة الوسيط تساوى المتوسط الحسابى للقيمتين الواقعتين فى الوسط.

وللوسيط ميزانان ها:

۱ – أن قيمته لاتنا ثر بالقيم المتطرفة كبرى أو صغرى كما هو الحال فى المتوسط الحسابى .

٢ ـ أنه مقياس للوضع ولايتأثر أساسا بعدد البيانات في التكرارى ولايتأثر بحجم هذه البيانات ولذلك فهو يفضل في حساب مقياس الوضـــع للبيانات الاحصائية غير الكاملة من أحد الطرفين .

حساب ترتيب الوسيط

(١) إذا كان عدد الدرجات فرديا فان :

مثال (۱۰) :

إحسب الوسيط للدرجات الآتية :

V . W. . 11 . T . T . O 1 . 1 . A

*· ()) (9 (A 6 V (7 6 0 6 Y 6)

إذن الدرجة الوسطى لتدريج هذه الدرجات مى ٧

(ت) إذا كان عدد الدرجات زوجيا فان:

ترتيب الوسيط =

و في هذه الحالة إذا حسبنا هذا الترتيب من الطرف الأول سنحصل على درجة .

و إذا حسبنا ه من الطرف الثاني سنحصل على درجـــة أخرى ومتوســط ها تين الدرجثين هو الوسيط.

مثال (۱۱):

احسب الوسيط للاعداد الآتية :

14 6 4 6 4 6 14 6 7 6 9

الحسل

ن عــد الدرجات = ٦

 $T=\frac{1}{2}=$ ترتیب الوسیط $T=\frac{1}{2}=$

بترتيب الاء المنازليا أو تصاعديا مكن كتابتها كما يلي:

الدرجة التى ترتيبها الثالث من الطرف الإول لتدريج الدرجات مى ٨
 الدرجة التى ترتيبها الثالث من الطرف الثانى لتدريج الدرجات مى ٨

$$\frac{1}{2} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2} = 0.0$$

ا يجاد قيمة الوسيط من البيانات الاحصائية المبوبة :

يمكن أيجاد قيمة الوسيط من تقاطع المنحنيين المتجمع التصاعدى والتنازلي من جدول التوزيع التكراري للبيانات الاحصائية المتصلة بعدد وضمها في صورة جدول توزيع تكراري ذي فئات متساوية أو غير متساوية.

أما إذا كات عد الدرجات يزيد على الثلاثين درجة فاننا يمكن أن نعة بر أن ترتيب الوسيط هو ي حيث ن عدك

أى مجموع التكرارات بالتوزيع التكرارى سواء كان عدد المفردات زوجيا أو فرديا .

مثال (۱۲):

اجد الوسيط لليوزيع التكراري التالي (*)

٧٠واقلمن ١٨٠	_17.	-10.	18.	۱۳۰	14.	-11.	-1	فئة الطول	1
1/1 0 0 0			-				- CONTRACTOR	: 11 11 . 10	
۲	0	1	10	YY	۲.	18	٨	عدد الطلبة	1

الح_ل

أولا تحسبكل من التوزيعين المتجمع العصاعدي والمتجمع التنازلي كما يلي:

(•) هذا التوزيع التكراري مأخود من المثال رتم (؛) الفصل الثاتي ص

$$V : \mathbf{7} \mathbf{7} = \frac{1}{4} \mathbf{A} + \mathbf{V} = \mathbf{A}$$

$$V : \mathbf{7} \mathbf{5} \mathbf{V} = \mathbf{A}$$

ثالثًا: طريقة حساب المتوسط الحسابي من التوزيعات التكرارية ذي الفئات:

مثال من : إذا أردنا ايجاد المتوسط الحسابي للتوزيد التكراري العطى في مثال من و فإننا نوجد من كز الفئات ونختار من كز الفئة التي لهما اكسبر التكرارات على أنها متوسط فرضي ثم نحسب الانحرافات عن هذا المتوسط الفرض ثم نضرب التكرارات في الانحرافات و تفرض أن المتوسط الفرض هو ٥ و ١٢ ، والجدول النالي يبين طريقة الحساب

ٍع ر ×ك ر	ح ر	مركز الفثات س ر	التکر ارا ت ك ر	الفئات
٤٠- مفو ٢٠ ٨٠ ٣٠	ه صفر ۱۰ ۱۵	Y73 1Y70 1Y70 YY73 YY73	\ \ \ \ \ \ \	- • -1. -10 -7. -70
44.			£ £	

$$7,7 + 17,0 = \frac{79.}{\xi\xi} + 17,0 = \omega$$
...

جدول رقم (۱) التوزيع التكرارى المتجمع التصاعدي لأطوال مائة طالب من طلاب إحدى المدارس الثانوية

التكرار المتجمع التصاعدي	أقل من الحد الأدنى للفئة	التكورار	فئات الطول بالسم
صفر ۸ ۲۲ ٤٣ ۳۹ ۸٤ ۹۳ ۹۸	أقل من ١٠٠ أقل من ١١٠ أقل من ١٣٠ أقل من ١٣٠ أقل من ١٤٠ أقل من ١٣٠ أقل من ١٣٠	A 1 E Y · Y Y 1 O 9	- 1・・ - 11・ - 17・ - 15・ - 10・ - 17・ - 17・ 10・
		1	المجمدوع

جدول رقم (۲) التوزيع التكرارى المتجمع التنازلي لأطوال مائة طالب من طلاب إحدى المدارس الثانوية

التكرار المتجمع التنـــازلى	الحد الأدنى للفئة فأكثر	التكرار	فئات ال طول بالسم
۱۰۰ ۹۲ ۷۸ ۵۸ ۳۱ ۱٦ ۷ ۲	۱۰۰ فا کبر ۱۱۰ فا کبر ۱۲۰ فا کبر ۱۳۰ فا کبر ۱۵۰ فا کبر ۱۵۰ فا کبر ۱۲۰ فا کبر	A 18 7. 77 10 9	- 1・・ - 11・ - 17・ - 17・ - 15・ - 10・ - 17・ - 17・ - 17・ - 17・ - 17・
	-	1	المجمـــوع

وبالرجوع إلى الجدول رقدم (١) يمكن القول أننا رتبنا الطلب ترتيبا تصاعديا حسب أطوالهم فإذا أدرنا التوقف عند الطول ١٢٠ نجد أن ٢٧ مل طالبا تقسع أطوالهم بين ١٧٠ سم فأقل وإذا أنتقانا للطول ١٣٠ سم نجد أن ٢٦ علم البيل ١٣٠ من فأقل في فاقدل فإذ أردنا أن نصل إلى الطالب الذي يقدع في منتصف المجموعة وترتيبه ٥٠ علينا أن نأخذ الباقي وهو ٨ من الفئه (١٣٠ -) وهي تحتوى على ١٧ طالبا فإذا اعتبرنا أن التكرار في كل فئة موزع توزيعا منتظما على هذه الفئه يكون نصيب كل طالب بن هذه الفئه المنه والطول ٠٠٠ من الطول ٠ نصيب كل طالب هو المنه الفئه ١٠٠ من الطول ٠ نصيب كل طالب هو المنه ١٠٠ من الطول ٠

و يكون نصيب ٨ من العالاب ___

auر۲ = ۱۰ imes ج

و باضافة ٦ر٢ إلى ١٣٠ تكون الوسيط ٦ر١٣٢

ويمكن حساب الوسيط كما يلي :

= ۲ر۱۳۲ سم

ومن الجدول رقم (٧) بمكن حساب الوسيط بطريقة مماثلة هكذا .

$$\frac{10 \times \frac{m_1 - 0.}{m_1 - 8.} - 18.}{\frac{19.}{7} - 18.} = \frac{19.}{18.}$$

و بلاحظ أننا قد توصلنا إلى نفس القيمة للوسيط بالطريقتين السابقتين و عكن استخدام القانو نين التاليين لا يجاد قيمة الوسيط من التوزيع التكراري. المتجمع التنازلي على الترتيب ·

(١) إبجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التصاعدي :

قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطية

+ ترتيب الوسيط - التكر ارالمتجمع السابق ×طول الفئه الوسيطيه - التكر ار المتجمع السابق التكر ار المتجمع السابق

(٧) ايجاد الوسيط من التوزيع التكراري المتجمع التنازلي : قسمة الوسيطيه

+ ترتيب الوسيط ــ التكر ارالمتجمع للفئة الوسيطية × طول الفئه الوسيطيه التكرار المتجمع للفئه الوسيطيه

مثال (١٢) اوجاد الوسيط في الوزيع النكراري المعطى في المقال رقم (١١) باستخدام قانون التتوزيع المتجمع النازلي ?

الحـــل

قيمة الوسيط =
$$-9$$
 + -9 + -9 + -9 الوسيط = -9 +

المنـــوال :

تعریف: __

المنوال هو اكثر التكرارات شيوعا في التوزيعات التكرارية وهو أقل مقاييس النزعة المركزية استعالاً.

الطرق حساب المنــوال:

(١) من الدرجات الخام:

ات (س) ١١٠ م ١١٠ (س) تا	. 111
	ا الحر
رات (ت) ه ا ۱ ۱ ۸ ۱۲ ۲	

يتبين من الجدول السابق أن اكثر الأرقام تكرارا هو الرقم (٨) ... المنوال لهذه الأرقام هو ٨

(ب) حساب المنوال من المتوسط والوسيط:

يمكن استخدام المنوال بأستخدام العلاقة الآتيه :

المنوال= au imes الوسيط = imes المتوسط .

(ج) حساب المنوال من التوزيعات التكرارية:

المنوال = الحد الأدنى للفئة المتوالية + $\frac{5}{5}$ + $\frac{5}{5}$ \times ل

حيث ك 1 == تكرار الفدّة المتواليه _ التكرار السابق ك ٢ = تكرار الائة المتوالية _ التكرار اللاحق ل حلول الغثة المتوالية

مثال محلول

الجدول الآتى يبين توزيع درجات ١٠٠٠ تاميذ فى مادة الحساب بالمرحلة الابتدائية علما بأن النهاية العظمى لدرجات الحساب هو ٦٠ درجة فقط .

- (·····	****			
	الجموع إ	D - - 1 ·	_ \ps	- 7-	-10	مثات الدرجات ١٠ –
-Courage a	1 7	11.	71.	WY-	17.	عدد التلاميذ ١٠٠

المطلوب حساب مؤشرات القيم المتوسط الآتية:

الحــل:

من الجدول السابق بمكننا ملاحظة أن مئات الدرجات مفتوحة عند نهايتها ومن ثم فاننا ان نستطيع ايجاد مركز الفئه الأخيرة .

أولاً: ايجاد الوسيط :

يجب تكوين تكرار متجمع صاعد أو تكرار متجمع هابط حتى نتمكن من حساب الوسيط .

(١) التكرار المتجمع التصـــاعدى:

التسكر ار المتجمع التعسسا دري	أقل من الحدود العايا لانئات	عدد التلاميــــــــــــــــــــــــــــــــــــ	فئات الدرجات
1	أقل من ١٥	١	-1.
* * •	أقل من ٧٠	14.	10
• { •	أقل من ۴۰	***	- **
۸۲۰	أقل من ٤٠	۲۸۰	_ ~.
4.4.	أقل من . ه	14.	- {•
١	أقل من ٦٠	7.	_ • •
			وأقل من ٩٠
elikan i galaman inda rangan alam ni ri - Managan		1	المجموع

ويلاحظ أن الوسيط يقع بين تكرارين ٢٢٠ هـ ٥٤٠ بيــنما قيمته تتراوح بين ٢٠، ٣٠ وتحسب قيمة الوسيط من القانون قيمة الوسيط = الحد الأدنى للفئة الوسيطة

$$+ \frac{r_{1}r_{2}r_{2}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{3}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{3}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{3}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{2}r_{3}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{2}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{2}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{2}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r_{1}r_{4}r_{4}|} \times \frac{r_{1}r_{4}r_{4}r_{4}}{|r$$

TA2V0 =

(۲) التكرار المتجمع التنازلي

تكرار متجمع تنازلى	حدودسةل للفئات	عدد التلاميذ	فئات الدرجات
1	۱۰ فاكثر	1	-1.
٩ ٠	١٥ فاكثر	14.	10
٧٨٠	٠٠ فاكتر	44.	 ۲ •
2 7•	۳۰ فاکتر ا	٧٨٠	- *.
17.	٠٤ فاكتر	17.	— 1 ·
۲٠	۰۰ فاكثر	٧٠	· - o ·
		1	

و بلاحظ أن الوسيط يقع بين التكرار بين ٧٨٠، ٢٠ وقيمته تقع بين ٢٠، ٧٨ و يمكن حماب قيمة الوستط من المعادلة التالية :-

قيمة الوسيط = نهاية العثة الوسيطة _

ترتيب الوسيط _ التكرار المتجمع للفئة الوسيطة × طول الفئة الوسيطة التكرار المتجمع السابق _ النكرار المتجمع للفئةالوسيطة

۲۰ = ۲۰ = ۱۰× ورجة درجة عنا = ۱۰× درجة

ثانيا: ايجاد المنوال :

.. المنوال = الحد الأدنى للفئةالمتوالية

تمارين

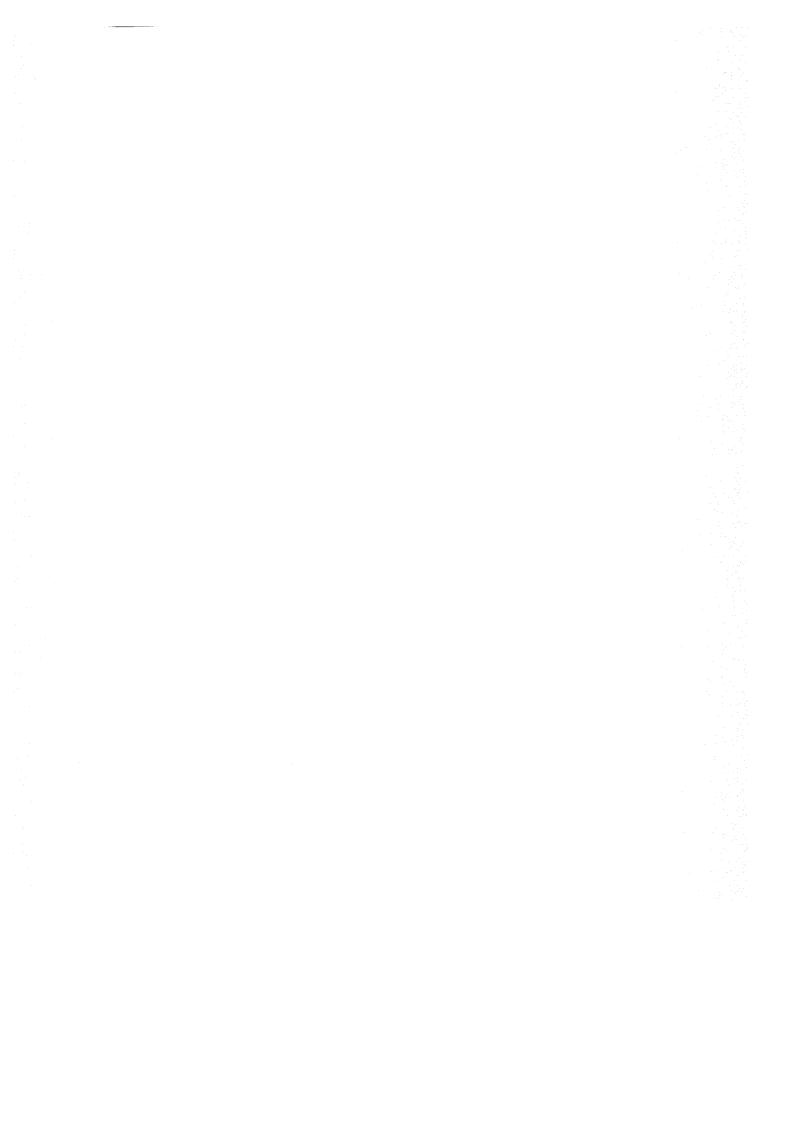
١ _ أوجد المتوسط الحسابي والوسيط الارقام التالية :

- 0646464 (1
- ب) ۱۹، ۲۵، ۲۵، ۵ صفر ۲۵، ۲۵

٢ _ إذا كانت درجات ١٠ تلاميذ بأحدى المدارس الابتدائية بمدينة الاسكندرية هي: ٢ ، ١٣ ، ١٣ ، ٢٠ ، ١٨ ، ١٨ ، ١٨ ، ١٩ ، ١٩ ، ١٩ هو متوسط درجات هؤلاء التلاميذ ?

٣ ـ أوجد المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال للبيانات التالية:

- ٠ ١٥٥٠ ١٨٠ ١٩٠٠ ١٧٠ ١٦٠ ١٦٠ ١٦٥ ١٥٥ ١٥٠ ١٧٠ ١٦٠ (ب ١٨٠ ١٦٠ ١٥٥ ١٧٠ ١٥٥ ١٧٠ ١٩٠ ١٧٠ ١



الغصس الرابع

مقياس التباين (التشتت)

Measlires of variability

النا كثيرا ما نصدر أحكاما تتعلق بفروق بين مجموعتين من الأفراد في قدرة من القدرات أو سمة من السهات فمثلا إذا طبقنا اختييراً تحصيلياً لطلبة وطالبات كليات التربية في مادة علم النفس التعليمي ووجدنا ان متوسط درجات الطلبة ٣٥ درجة فانه من الخطأ القول أن الطلبة ٢٥ درجة أفضل او أعلى تحصيلا من الطالبات دون دراسة الفروق الفردية في المجموعتين فقد تكون درجات الطلبة محصورة بين ٣٠، ٣٥ درجة ودرجات الطلبة بأنها أقل تحصيلا من أي طالب من مجموعة الطلبة يكون غير صحيح طالبه بأنها أقل تحصيلا من أي طالب من مجموعة الطلبة يكون غير صحيح طالبه بأنها أقل تحصيلا من أي طالب من مجموعة الطلبة يكون غير صحيح طالبه بأنها أقل تحصيلا من أي طالب من مجموعة الطلبة يكون غير صحيح طالبه بأنها أتقل تحصيلا من أي طالب من الفرق بين المتوسطين .

ومن الفصل السابق قد عرفنا طريقة حساب المتوسط الحسابي والوسيط والمنوال وهذه المتوسطات الثلاثة بدورها تستخدم في المقارنة بين مجموعتين من القيم ولكن يجب أن تراعى أن الاعتماد على المقارنة بين متوسطين فحسب قد يكون غير كانى ، لأن المتوسط وحده لا يعطى فكرة دقيقة عن المجموعة.

حثال (۱)

إذا أخذنا مجموعتين أ ، ب مكونة كل منه __ ا من خمسة تلاميذ وكانت حد جاتهم في اختبار تحصيلي معين كالآتي :

فإن المتوسط الحسابى لكل من ها تين المجموعتين هو ٣١ والوسيط لـكل منها أيضا هو ٣١ أى أن ها تين المجموعتين من التلاميسذ تشتركان فى أكثر من متوسط واحد ومسمع ذلك فالفروق بين المجموعتين كبيرة وذلك لأن المجموعة أ تنتشر درجاتها فى مدى أوسمع من المجموعة ب ومعنى ذلك أن الفروق بين أفراد المجموعة الأولى أكبر منها بين أفراد المجموعة الثانية ويقال أن تشتت المجموعة الثانية .

وعلى ذلك فإنه يذبغى علينا بالإضافة إلى حساب المتوسط كمقياس للمقارنة بين جموعتين أن نضع في اعتبارنا أيضا قياس تشتت كل مجروعة ، ويقاس تشتت البيانات الاحسائية عن متوسطها الحسابي بمقاييس التشتت التالية :

المدى ــ الانحراف الربيعى ــ متوسط الانحرافات ــ الانحــراف المعيارى .

أولاً ـ المدى المطلق Range :

المدى المطلق هو أبسط أنواع مقاييس التشتت و يمكن حسابه كما يلى : المدى المطلق = أكبر قيمة -- أقل قيمة

وهذا النوع من مقاييس التشتت لا يعطينا معلومات كافيه عن انتشار قيم البياناب الاحصائية والسبب في ذلك أن الأطراف قد تكون أكثر نطرفا عن بقية أفراد العينة .

فإذا كان لدينا قيمة التوزيع التالية:

فإن المدى المطلق = اكبر قيمة - أقل قيمة = ۲۷ - ۲۸ = ۳۷ = ۲۷

و إذا كان لدينا قيم ته زيع آخر كما يلي :

10 6 E. 6 TI 6 TY 6 10 6 A

فإن المدى المطلوب في هذه الحالة هو :

 $1 \vee = \wedge - 1 \circ = 1$ المدى المطلق

و بالرغم من أن التوزيعين لهما نفس المدى إلا أنهـــما مختلفان في درجــة التشتت التي لايمكن لهذا المقياس تعيينه .

وعند استخدام المدى المالي المقارنه بين تشتت مجموعتين فإن المقارنة قد تكون غير معبره تعبيراً دقيفاً إذا قلنا أن تشتت أحـــد المجموعات أكبر أو أقل من تشتت المجموعة الأخرى.

فمثلاً إذا كانت الأرقام التالية هي نسب ذكاء عشرة أفراد وهي :

فإن المدى المطلق هو ١٢٠ - ٥٥ = ١٥

وإذر أهملنا الفرد-الأول كان المدى المطلق هو ١٠٤ -- ٩٠ = ٩

ثم إذا أخذنا نسب ذكاء عشرة أفراد آخرين ووجدناها ما يلي:

91 . 47 . 97 . 98 . 90 . 97 . 98 . 94 . 94 . 1.7

فان المدى في هده الحالة هو ١٠٧ - ٩١ = ١١

وواضح أنه يمكن القول بأن تشتت المجموعة الأولى أكبر من تشتت الله وذلك باعتبار المدى الطاق للأولى و الثانية وذلك باعتبار المدى الطاق للأولى والذي نسبة ذكاؤه ١٧٠ فاننا نجد تشتت المجموعة الثانية لذا ماقيس بالمدى المطلق يكون أكبر من تشتت المجموعة الأولى.

ولذلك فاننا نلجأ في كثير من الأحيان إلى مقاييس أخرى للتعبير عن التشتت أو الاختلاف تتخلص بعضها من أثر القيم المتطرفة التي تكون أحيانا واضحة الشذوذ في التطرف.

ثانيا الانحراف التوسط Mean Deviation

هو مقياس من مقاييس التقشف ، لأنه كلماكانت مجموعة القيم متجانسه كانت الفروق بينها صغيرة وكانت انحرفات قيمتها عن متوسطها الحسابى صغيرة ايضاو عكن تعيين الانحراف المتوسط باستخدام المعادلة التالية .

$$\frac{|z| + |z|}{z} = \dot{z}$$

حيث ح َ = الانحراف المتوسط ح = انحرافات الدرجات المقررة عن المتوسط س َ = الدرجة - المتوسط.

 $-\omega = \omega - \omega$

حيث س تمثل الدرجة ، س-تمثل المتوسط الحسابي .

وتمثل /ح/ = القيم المطلقه للانحراقات بغض النظر عن الاشارة

والمثال التالي بين طريقة حساب الابحراف المتوسط :

مثال (٢) أحسب الانحراف التوسط للبيانات التالية:

T 6 A 6 T 6 8 6 7 6 0 6 17 6 Y

اح۱_	ح = س = س	الدرجة س
۳ ۱ دمفر ۱ ۳	۲ ۱ صفی ۱- ۲- ۲-	17

 $1 \wedge = 1 = 1$

عس = مجموع الدجات = ١٨

$$7 = \frac{1}{\Lambda} = \frac{2}{0} = \frac{2}{0} = \frac{2}{0}$$

ثالثا: الاتحراف الربيعي (الإرباهي) Qnartile Deviation

و يمكن تعريف الانحراف الربيعي بأنه القيمة المتوسطة التي تنحرف بها القط الارباعي الأول والإرباعي الثالث عن الوسيط .

والمقصود، بنقط الارباءي الاول هو المئيني الخامس والعشرون وهو النقطة التي بقع تحتها ٢٥ ٪ تماماً من الدرجات و نقط الارباعي الثالث هي المئيني الخامس والسبعون وهي النقط التي يقع تحتها ٧٥ ٪ تماماً من الدرجات وها تان النقطتان بالاضافة إلى الوسيط (المئيني الحمسين) تقسم التوزيع الكلى للدرجات إلى أربعة أقسام متساوية أو إلى أربعة إرباعيات ويعرف ويعرف الانحراف الارباعي باسم نصف المدى الربيعي

Semi - inter Quartile Range

ويحسب الانحراف الربيعي من المعادله الربيعي

والفرق بين الإرباعي الثـاث والإرباعي الأول هو المــــدي الربيعــى و بقسمتة على ٢ يكون الناتج هو نصف المدى الربيعي .

وخطوات حساب الانحراف الربيعي مماثلة لخطوات تحديد الوسيط فالخطوة الأولى توجد

فيكون هو الإرباعي الأول ثم حسب في الخطوة التالية

فيكون الناتج هو الإرباعي الثااث

وأخرير نحرب الفرق بين الارباهي الثالث والارباعي الأول وتقسم الناتج على ٢ فيكون النابج هو الانحراف الربيعي ودلالة الانحراف الربيعي عكن أدراكها بسهولة إذ أن معرفة نهايتي الارباعي الأول والثالث تعطينا فكرة عن تشتت الدرجات حول الوسيط

مثال (٣)

احسب الانحراف الربيعي للتوزيع التكراري التالي

المجموع	-9-	-10	-2.	_	-1".	-10	-7.	فئه الدرجات
1	11	77	40	٧.	17	٦	t	التكرار

الحسال:

و باستخدام الجدول رقم (٢) صـ وهوجدول التكرار التجمع التصاعدي فان قيمة الارباعي الأدنى

$$0 \times \frac{77 - 70}{77 - 17} + 70 =$$

$$0 \times \frac{7}{2} + 70 =$$

40,V0 =

$$\pi imes \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$
، ترتیب الارباعی الأعلی $\pi imes \frac{1}{2}$

Y0 =

$$\bullet \times \frac{\mathsf{v}}{\mathsf{v}} + \mathsf{v} =$$

0.,44

112 01 =

Y779 =

هذا المقياس يعتبر من أهم وأدق مقاييس التشتت ويرمز له بالرمـز س و تنطق سيجها وهذا بالنسبة للمجتمع موضع الدراسة وســـنرمز للانحراف المعيارى للعينات بالرمــزع وإذا كان تباين المجتمع هو س⁷ فان تباين العينة يكون ع⁷ .

طريقة حساب الانحراف المعيداري

. _ إذا كانت البيانات الاحصائية غير مبوبة:

في هذه الحالة تتبع الخطوات التالية لحساب الانحراف المعياري :

ا ـ تحسب المتوسط الحسابى للبيانات .

ب _ تحسب الانحرافات عن هذا المتوسط .

ج_ تحسب مربعات الانحرافات عن المتوسط٠

د ـ نوجد مجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط .

هـ توجد متوسط مربعات الانحرافات ويوجد الجذر التربيعي للناتج فيكون هو الانحراف المعياري المطلوب ·

مثـال ٤:

اوجد الانحراف المعياري للارقام التالية

Y 6 7 6 0 6 8 6 F

الحدل

المتوسط الحسابي = ۳+ ۱+ ۱+ ۱+ ۲+ ۷

الانحرافات عن المتوسط هي

7 616.61-67-

مربعات الانحرافات هي ١٠٠١،٠١٤ 🕴

ثانيا : إذا كانت البيانات الاحصائية مبوبة :

إذا كانت البيانات معطاه في صوره توزيع تكراري فإما أن بكــون توزيعا تكرر ذو فثات

ا _ إذا كانت البيانات في صورة توزيع تكراري بسيط :

لحساب الانحراف المعيارى من البيانات المبوية في صورة توزيع تكرارى بسيط فاننا نتبع الخطوات التالية

١ - محسب المتوسط الحسابي للبيانات

٧ - نحسب انحراف الدرجات عن المتوسط الحسابي (ج)

٣_ نطبق المعادلة التالية

$$\sqrt{\frac{2}{2}}$$
 الأنحراف المعيارى (ع) = $\sqrt{\frac{2}{3}}$ ن

مثال ٥ :

9				The same of the sa				
•	•	٩	٨	٧	٦	3	٤	الدرجات
				****		The state of the s		
1 +	ŧ	*	•	٨	, 1	٤	٥	التكرارات

الحــل:

تم يحسب الانحرافات عن المتوسط كما في الجدول التالى :

ح٢ ك	ح`	۲	التكز ارات ك	الدرجات
٤ ه	4	۲-	0	٤
14	٤	۲ –	٤	•
,	1	١	1	`
•	•	•		Y
14	•	•	14	^
١٢	٤	۲	۲	4
14	٩	~	۲	١.
1.8			ن = ٥٠	

$$3 = \sqrt{\frac{3 \cdot 1}{07}}$$

$$= \sqrt{311107} = 37401$$

ب حساب الانحراف المعياري من البيانات المبوبة ذي الفئات

في هذه الحاله تنبع الخطوات النالية لحساب الابحراف المعياري :

(۱) نحسب مراكز الفئات ،ثم نحسب المتوسط، الحسابي و تحسب ا تحر**فات** مراكز الفثات عنه

- () تضرب تكرار كل فيه في انحرافها ، عن المتوسطيم نجمع حواصل الضرب جمعا جبريا (أي راعى فيه الاشارات) .
- (٢) تضرب تكرار كل فئة في مربع الحراف متوسطها عن المتوسط ثم نجمع الناتج .
 - (٤) تستخدم الانحراف المعياري من المعادله التالية :

$$\sqrt{\frac{2}{\dot{c}}} - \frac{2}{\dot{c}} = \sqrt{\frac{2}{\dot{c}}}$$

مثال ۲:

اوجد الانحراف المعياري للبيانات الاحصائية المبينة بالمثال (رقم) ص

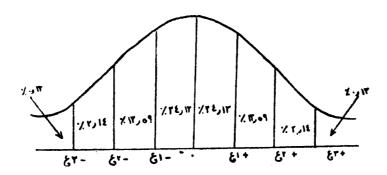
ترتب البيانات وتحسب مراكز الفئات وانحرافات مراكز الفئات عن المتوسط ثم تحسب حاصل ضرب هذه الانحرافات في تكرار كل فئة وأخيراً تحسب مربعات انحرافات مراكز الفئات عن المتوسط و تضرب هذا المربع في تكرار كل فئة كما في الجدول التالي:

ح ^۲ ك-	⁴ C	ك ح		مراكز الفئات س	<u> </u>	الفئة
۲۳۲۹	የ አንግ	/ / / / / / / / / /	-۲ر ۱۸	٥٠ ٢٧	£	_Y·
٤٣٠ ١٠٦٢	۹۸ر۲۷۱	سار ۲۹	-٣٠٣١	٥ر٧٧	٦	_ 40
۸ ۲۲, ۲۷ ۸	۹ ۸ر۸۳	-۳ر۹۹	*ر∧	و ۲۲۵	il da	-4.
Y Y.A.	۱ ۸۸۸	۳۹٫۰-	۳٫۳۰۰	٥ر٧٧	4.	-40
٥٧ر٧٠	٩٨٠٢	۰ر۲ ۶	۳-۳ر ۱	٥٣٤ و	70	(.
4 //V)0A	11 JA	۴ر ۱٤٧	ــر٦	ور¥ة	4,4	- 20
10.03	14774	۷ر ۱۲۸	 	وربه	11	
٠٠٠ ٢ ,٠٠٠		2			١٠٠	A CONTRACTOR
George Communication of the Co	June sometimes	io durklast infameros.	AZVELARO LOS ESCULIA E PARA NA	・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・ ・	al rake m ortus establi	el Surazon Pro (1980a - L.), aktuatu 10490da (1980a)
		():	-)	7···Y V =	Ξ	٤
		Topo of the control o	ALTERNATION AND ALTERNATION AN	7		
			. ; • • • • •	=- ۷ ۰۰۰ ∀ر۰۰-	manic lareta	
				·) \ \ \ =		

ملاحظة: سعة الدئة الفرق بين الحدود الدنيا لاى دئة متنالية سعر الفئة الحدالادنى للمئة مركز الفئة الدنى للمئة

معنى التشتت في المنحني التكراري الا عتدالي :

إذا كان المتوسط الحسابي لمجموعة من الدرجات س والاتحراف المعياري لها ع وكانت الدرجات موزعة توزيعاً إعنداليا فاننا نجد أنه إذا ابتعدنا عن المتوسط الحسابي بمقدار + انحراف معياري واحد فان ٢٦٠/. من البيانات الاحصائية في هذا التوزيع سوف تقع في هذه المساحة ونجد أن حوالي ١٩٠ / من درجات أفراد هدذه المجموعة تنحصر بين س ٢٠٠ ع كا أن جميع أفراد المجموعة تقريبا تنحصر درجاتهم بين س ٢٠٠٠ ع ويتضح ذلك من الشكل التالي .



و بمكن استخدام الانحراف المتوسط في الحصول على مقياس تكنولوجي بسيط يسمى الخطأ المئوى في القيـــاس والذي يمكن حسابه من المعادلة التـــالية .

(٠) المنحني الة كراري الاعتدالي

Normal Distribution

سيتناول المؤلف خصائص المنحني التسكراري الاعتدالي في النصل الماءس من هذا الكاب،

Variability Correlation

معامل الاختلاف

يستخدم هدا المقياس لمعرفة مدى التشابه أو الاختلاف بين مجموعة من القيم . و يمكن حساب معامل الاختلاف بقسمة الانحراف المعيارى لمجموعة الدرجات على متوسطها الحسابى ثم نضرب ناتج خارج القسمة في ١٠٠

مثال ٧:

أوجد معامل الاختلاف للبيانات المبينة في المثال السابق رقم ٣

الحــل

عا أن الانحراف المعياري = ٧٤٧ر٧ تقريبا

، . . المتوسط الحسابى = ١٠٠٨

= ۸۸۸ر۸۱

استخدامات مقابيس التشتت في الدراسات النفسية والتربوية (*):

القد عرفنا أن استخدام المدى فى قياس تشتت الدرجات يعد من أقسل مقاييس التشتت دقة و ثباتا ، وخاصة إذا كانت هناك مجموعة من القيم المتطرفة وقد عرفنا أيضا أن الانحراف الربيعي يعالج النقد الموجمه المسدى المطلق اللدرجات إلا أنه لا يتمرض لقيمتين فقسط هما الإرباعي الاعلى والاربساعي الأدنى أما الانحراف المتوسط والانحراف المعياري فطريقة حسامها تتناول كل الدرجات .

والانحراف المعيارى هو مقياس للتشتت تعطينا القياس الكمى المضبوط المتشتت وهو لايتأثر بعدد القيم الداخلة والمكونة للعينة ولايتأثر كذلك بالقيم المتطرفة فيها، وفيا يلى تلخيص لبعض استخدامات مقايس التشتت في علم النفس والتربية:

اولا: استخدامات المدى الطلق:

يستخدم المدى الطلق في الحالات التالية :

١ عند حساب المسافة بين أقل القم و أكبرها .

عندما يتأكد الباحث من عدم وجود قيم شاذة أو متطرفه في مجموعه التي يقوم يدراسة تشتتها ,

^(*) استعدامات مقاييس التشتت في المقارنة إن الأمرعات دية ارلها المؤلف في النصل الاسادس من هذا المؤلف.

ثاليا: استخدامات الانحراف الربيعي:

يستخدم الانحراف الربيعي في الحالات التالية:

١ ــ الحصول على مقياس تقريبي للتشتت في وقت قصير ٠

٢ ــ عندما يكون في مجموعة الدرجات قيم متطرفة .

٣ ــ عندما يكون المطلوب معرفة درجة تمركز القيم حول الوسط .

٤ ـ عندما يكون المطلوب الحصول على مقياس للتشتت في جـــدول.
 تكرارى مفتوح

ثالثا: استخدامات الانحراف المتوسط:

يستخدم الانحراف المتوسط في الحالات التالية .

١ عند لمعطاء أوزان لجميع الانحرافات حسب قربها أو بعـــدها عن المتوسط .

٢ _ عندما يكون المطلوب انجاد معامل للتشتبت أكثر دقة .

رابعا: استخدامات الانحراف المعيارى:

۱ عندما یکون المطلوب ایجاد معامل دقیق للتشتیت (وفی هذه الحالة یکون الانحراف العیاری هو أدق هذه المعاملات)

٧ – عندما يهدف استخدام هذا المعامل في نواحي إحصائية أخرى .

٣ _ يستخدم الانحراف المعيارى فى حساب الدرجات المعيـــارية التي الساعدنا على المقارنه بين الدرجات .

وفياً يلى توضيح لفكرة الدرجات المعيارية وطريقة حسابها وأنواع هذه الدرجات .

أولا :الدرجات المعيارية والمقارنة بين درجات الأفراد :

لنفرض أن عندنا تلميذين أحدهما في القصل أ والثاني في القصل ب بالصف الثاني الثانوى بأحد المدارس الثانوبة العامة بالإسكندرية وأننا علمنا أن التلميذ الأول حصل على ٥٥ من ٢٠ درجة في مادة الكيمياء والتلمييذ الثاني حصل على ٥٠ درجة من ٢٠ درجة في نفس المادة ، فاننا لانستطيع أن نجزم بأن تلميذ الفصل أ أفضل من تلميذ الفصل ب ولا يمكن أن يكوف لمثل هذه الدرجات والتي تسمى درجات خام Row Scores دلالة دون أن نحولها إلى درجات عكن أن تأخذ في الاعتبار موضع كل تلميد بين يؤملاه فصله وهذه الدرجات تسمى بالدرجات الميارية .

وسنتناول فيا يلى طريقة حساب الدرجات المعيارية التى بها يمكن المقارنة الين درجات الأفراد .

تانيا : طريقة حساب الدرجات الميارية وأنواعها هذه الدرجات : عكن حساب الدرحات الميارية باستخدام المعادلة التالية :

> *الدرجة الميارية (د) = س-س ع

حيث س هي الدرجة الحام المراد تحويلها إلى درجة معيارية ، س هي المتوسط الحساني .

، ع مي الانحراف المعياري

مثال (٨) :

لذا حصل أحد التلاميذ على ٧٥ درجه فى امتحان الحساب وكان المتوسط الحسابى لهذا الامتحان هو ٥٠ درجة والانحراف المعيارى ٥٠ درجة واذا حصل تلميذ آخر فى امتحان الحساب على ١٠٠ درجة وكان المتوسط الحسابى لهذا الامتحان ٨٠ درجة وانحرافه المعيارى ٢٠ درجة فأيهما أفضل فى الأداه.

. . أداء الناميذ الأول أفضل من أداء التلميذ الثاني .

رأينا في المثال (م) أن الدرجات المحام لانصلح للمقارنه بين الأفر اد أما الدرجات المعيارية فانها تفيد في عمل مثل هذه المقارنة لأنها تعتبر وحسدات مشتركة يمكن أن تحول اليها الدرجات الأخرى ، مهما كان اختلاف الدرجات الأصلية . ويمكن تحويل أى درجات خام الي درجات معيارية آذا عرف المتوسط الحسابي للدرجات وانحرافها المعياري .

والدرجات المعيارية التي حصلنا عليها في هذا المشــــال يسمى درجات.

والدجارت المعيارية التي حصلنا عليها في هذا المشال تسمى درجات زد (Z-Scores) . وهذا النوع من الدرجات يعاب عليه أنه قد يكون غير مريح من الناحية العملية نظراً لوجود الاشارات العالمية والكسور العشرية في الإنحراف المعياري .

وهناك نوع آخر من الدرجات المعيارية ليس به العيوب السابقة فى الدرجات زد المعيارية (د) تسمى درجات(ت) وفى هذا النوع يضاف مقدار ثا بت للتخلص من الاشارات السالبة ويزاد حجم المقياس للتخلص من الكسور العشريه .

و تستخدم المعادلة التالية في حساب الدرجات التائية من الدرجات المعيارية زد (د):

أي أن

$$("m-m)\frac{1\cdot}{3}+\cdots=\cdots$$

حيث ت هي الدرجة العائية

س الدرجة الخام

س المتوسط الحسابي

ع الانحراف المعياري

مئسال (۹)

أوجد الدرجات المعيسارية زد (د) والدرجات المعيارية (ت) إذا حصل أحد التلاميذ على الدرجة ٤٠ في امتحان للغة الانجليزية وكان متوسطالدرجات في هذا الاختبار هو ٢٥ وانحرافه المعياري هو ١٥

الحل

$$\frac{\xi - \xi}{10} = 3$$
.. $\frac{\omega - \omega}{\xi} = 3$..

تمـــــارين

إحسب المتوسطات والانحرافات المعيارية للتوزيعات التكرارية التالية :

التكرار	(٢)فئة الدرجات	التكوار	(١)فئة الدرجات
Y	-Y·	•	-1.
٣	-40	۱ ٦	-10
11	- 4 ·	17	- Y •
^	- ∧ •	14	- Yø
*	- 4 •	٤٠	- r.
۲ ،	-40	7 2	40
41	1	١.	- i ·
٣٠	-1.0	•	- t•
٤١	-11.	٣	•·
10	-110	۲	- 40
٥	-14.		
	,		

التكر ار	(٤)فئةمعاه لات الذكاء		التكرار	(٣) فئة الدرجات
١	 ∧•		•	_ 00
,	٩ ·		₹	- 1.
1.	- 90		٥	- ~ o
**	-1		7 (-)	- Y ·
44	_ \ •		04	- Y•
۲. •	- 11.		14	- ^ .
t -	_ 110		1.4	- A0
٤٠	- 17.	j	•	- ٩ ·
1 8	- \ * •		•	- 90
۲, ۲	- \ * ·			
•	- 170			

(٥) إذا اشتوك تلميذين أحمد وعهد في خمسة اختبارات وحصلا على النتائج الموضحة بالجدول التالي :

•	٤	۳	۲	\	الاختبار
198	٧٠	177	١	0.	درجة عهد
179	٨٠	111	٨٥	Ye	درجة أحمد

وحسب المتوسط الحسابي لدرجات أحمد وعهد (سَ) وحسب الانحراف. الإنحراف المعياري (ع).

إحسب الدرجات المعيــارية د لـــكل منهما علمــاً بأن النتــــائج هي كا يلي :

ع	س	درجات محمد	درجات أحمد	الاختبار
•ر۴	0.	04	0.	\
* *	۸۰	٨٥	1	, ★
14	11.	119	174	· •
٦	٧٦	۸٥	γ.	, ,
40	112	179	198	۵

ثم احسب الدرجات المعيارية ت للتلميذين في الاختبارات الخمس السابقة .

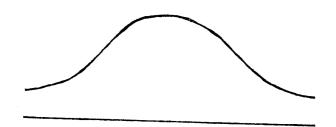


الفصل لخامس

النوزيع الاعتدالي

مقدمة :

إن غالبية الطرق الاحصائية المستخدمة في الاحصاء الوصني تقوم على. إفتراض أن المتغيرات الاحصائية تتوزع توزيعاً اعتدالياً ويتخذ شكل هذا التوزيع الصورة الآتية :



ويسمى بالمنحنى المعتدل أو المنحنى الجرسى وهذا المنحنى يلائم جميسه المتغيرات الاحصائية التى يكون توزيعها طبيعياً ولكن عملياً قد تتوزع بعض المتغيرات الاحصائية توزيعاً يبتعد عن هذا المنحنى وكلما زادت عدد عناصر العينةالتي يأخذها الباحث زيادة كبيرة فان توزيع هذه المتغيرات يقترب اقتراباً كبيراً من التوزيع المعتدل .

المقاييس التي تناسب المنحني الاعتدالي :

Measures That Fit The Normal Curve

في الواقع أن البيانات التي يجمعها دارس علم النفس (الدكاء ــ القدرة على التفكير الابتـكارى ــ القدرة على التفكير الاستدلالي ــ درجات التحصيل أو الاتجاهات ...) هذه البيانات يفترض أن توزيعها يلائم المنحني الاعتدالي وهذا

الإفتراض يقوم أساساً على نظرية النزعة المركزية والتي تنصص على أنه إذا أخذنا عدداً كبيراً جداً من العينات عشوائياً من المجتمع موضع الدراسات وكان حجم العينات كبيراً جداً ومتساوياً وحسبنا الوسط الحسابي لسكل عينة فان أوساط هذه العينات تتوزع توزيعاً اعتدالياً حول الوسط الحسابي للمجتمع كله.

وعموماً فانالتوزيعات الاهتداليةلها خصائص عامة مشتركة هذه الخصائص يمكن إجمالها فيما يلمي .

خواص التوزيع الاعتدالي :

يتميز التوزيع الاعتدالي بالخواص الآنية :

١ – يمثل التوزيع الاعتدالي بيانياً بمنحني جرسي كالموضح سابقاً .

٢ ـ لا يتأثر شكل هذا المنحني بعدد العناصر التي تدخل في التوزيع .

٣ ـ منحنى التوزيع الاعتدالي هو منحنى متماثل حول الخطالر أسى المار بنقطة رأس المنحنى أى يوجد . • ./ من التوزيع على يمين هذا الخط الرأسي (محور التماثل) ، • • ./ من يساره .

كذلك إذا ابتعدنا يميناً أو يساراً على محور النماثل بمسافات متساوية فان التوزيعين على اليمين وعلى اليسار يكون لهما نفس النسبة المثوية .

٤ - أكبر عددمن البيانات الاحصائية في التوزيع الاعتدالي تتركز حول عور التماثل و تقل هذه النسبة بالتدريج كاما بعدنا يميناً أو يساراً عن هذا المحور .

ه ـ لا يوجد حد أعلى وحد أدنى للتوزيع الاعتدالى وكاما ابتعدت العناصر عن الرأس كلما زادت قدرة حدوثها وكلما اقتربنا من ذيل المنتخى بعــداً عن محور البائل كلما زادت ندرة حــدوث هذه العناصر إلى الحد الذي يمـــكن فيه إهمالها .

حيح مقاييس النزعة المركزية Central Tendency (الوسط - المنوال) تقع على نفس البعد من محور التماثل يمينه أو يساره -

المنحنى الاعتدالي المعيارى Standardized Normal Curve

من المعيد في الاحصاء الوصنى أن تدرس المنحنى الاعتدالي الذي يرسم باستخدام الدرجات المعيارية Z-Scores للاختبارات النفسية ومثل هذا المنحنى الإعتدالي يطلق عليه اسم المنحنى الاعتدالي المعياري .

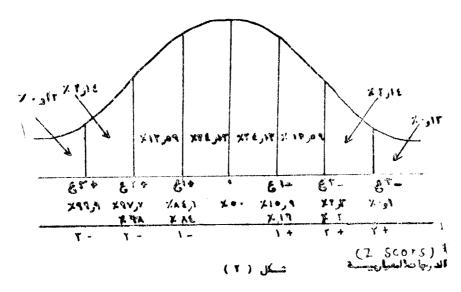
ويتمنز هذا المنحني بالخصائص الرئيسية التالية :

- (١) متوسط الدرجات يساوى صفراً ٠
- (۲) الانحراف المعياري يساوي ٠١،٠٠
- (٣) المساحة المحصورة بينه وبين محور السينات تساوى ٠٠ر٠٠

ويلاحظ أن النسب المئوية للمساحة التي تقيم تحت المنحني الاعتدالي والمحصورة بين الانحراف المعيماري أقل من المتوسط - ١ع والانحراف المعياري أعلى من المتوسط + ١ع مى حوالي ٦٨٪ من المساحة الكلية التي تقع تحت هذا المنحني .

وحيث أن . ه / من المساحة التي تقع تحت المنحنى موجودة على جانبى المنتوسط. (لأن هــذا المنحنى متماثل) إذن يوجــد حوالى ١٦ / من المساحة فقط يقع أعلى الدرجة المعيارية (Z-Score) ÷ ١٠٠

والشكل التالى يوضح المساحات والنسب المئوية لها التى تقبع تحت المنحنى الإعتدالي المعياري :



المساحة تحت المنحنى الاعتدالي Area Under a Normal Carve

حيث أن المنحنى الاحتدالى يستخدم كثيراً في التفسير الاحصائى لدرجات الإختبارات النفسية فان الكاتب قد أعد جداول للمساحات التى تقع تحت هذا المنحنى . الجدول رقم (٧) في الملاحق الخاصة بهذا السكتاب في هذا الجدول تلاحظ أن العمود الأول يمثل قيمة الدرجات المعيارية Z-Scores وهنا ينبغى الإشارة إلى أن الدرجات الموجية فقط هي التى دونت في الجدول المشار اليهلأن قيم الدرجات السالبة هي نفسها قيم الدرجات الموجبة ما عدا تغيير الاشارة . أما العمود الثاني في هذا الجدول فانه يوضح المساحة التى تقسع تحت المنحنى الاعتسدالي المحصورة بين المتوسط والنقطة التى تبين درجات الانحراف المعيارى .

أما العمود الثالث في هذا الجــدول فإنه يعطى المساحة التي تحت المنحنى الاعتدالي والتي تقع خلف درجة معياريه معينة Z - Sccres في اتجاه واحد ٠

من هذا الجدول يمكن حساب المساحة الواقعة تحت المنحنى الأعتدالى بين أى درجتين معيار نين .

الجدولى التالى ببين بعض الدرجات المعيارية الأكثر استخداما من الجدول الجدول رقم (٢) بالملاحق موضحا به النسب المثوية المناظرة لـكل مساحة تقع تحت المنحنى الأعتدالى .

النسب المئوية لكل مساحة						
الدرجات المعيارية في طرف واحد في الطرفين معا						
*/. 1•	1.0	3761				
·/. •	«ر۲ _. /	1297				
7. ٢	7. 1	7746				
7.1	ا ەر/	۸۵۲				

ولتوضيح طريقة استخدام الجـدول المخصص للمساحات الواقعة تحت المنحني الأعتدالي والدرجات المعيارية .

فلنفترض أننا حصلنا على درجات اختبار تحصيلى وحولناها إلى درجات معيارية Z - Scores للدرجات . ه والإنحراف المعيارى ١٠٠ ما هى قيمة المساحة التى تقدع تحت الدرجات التى تزيد عن ٢٠٠ ؟

ولحل هذه المسألة فإننا نحسب الدرجة المعيارية للدرجة ٦٦ كالآتى :

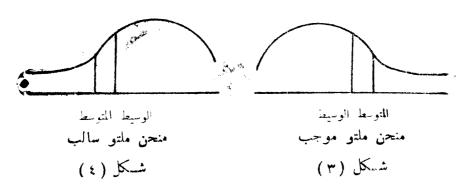
$$1 - \frac{17}{10} = \frac{17}{10} = \frac{17}{10} = \frac{17}{10} = \frac{17}{10}$$

و إذا نظرنا للجدول السابق (جدول ٧ فى الملاحق) فاننا سنحصل على الفيمة من العمود الثالث الذي يمثل المساحة خلف الدرجة المعيارية المعطاء .

وللدرجة المعيارية + ٧ . ر ، نجد أن قيمة الجدول ١٠٤٧ر. وهي أكثر قليلا من ١٠٤٪ من المساحة الواقعة تحت المنحنى الاعتدالي أي أن هذه المساحة تمشل أكثر من ١٤٪ من درجات الاختبار التحصيلي في توزيع الدرجات المعتدل حاصلين على أكثر من ٢٩ درجة .

الالتواء Skewness

بعد أن رأينا أهمية التوزيع التكرارى الاعتدالى وعرفنا خصائص تجدر الاشارة إلى أن المنحنى الاعتدالى المعيارى نادر الحدوث من الناحية العلمية والحكننا نحصل عادة على منحن إما قريب من التماثل أى قريب من المنحنى الاعتدالى المعيارى أو منحن ملتو . وقد يسكون الالتواه موجب أو سالب والاشكال التالية بين المنحنيات الملتوية الموجبة والسالبة .



1

وهذه المعادلة تسمى معامل بيرسون الأول للالتواء .

وهذه المعادلة أيضا تسمى معامل بيرسون الثاني .

(الارباعی الاعلی – الوسیط) – (الوسیط – الارباعی الادنی)
$$= \frac{(الارباعی الاعلی – الوسیط) + (الوسیط – الارباعی الادنی)}{($$

مثال : أوجد معامل إلتواء المنحنى الناتج من التوزيع التكراري للبيانات الله التكراري البيانات المتالية :

14.	_٧•	_0.	_٣.	1.	فئات الدرجات
					التكرارات

الحبيل

ح' ك :	ح ك	ح*	٦	سك.	مر اکز الفیّات س	التكرارات ك	الفثات
¥	٦	17. •	٤٠	۳.,	Υ.	١٥	-1.
۸۰۰۰	٤٠٠_	٤٠٠	۲٠	۸۰۰	٤٠	٧٠	
•		٠	•	۱۸۰۰	٧,٠	٣٠	0•
^	٤٠.	٤٠٠	* ++	14	٨٠	٧٠	v·
72	٩	17	1 ·+	10	١	١.	٩٠
	•			7		١٠٠	

$$7 = \frac{1}{1 \cdot \cdot \cdot} = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

$$7 = \frac{1}{2} = \frac{1}{2}$$

-حسمات الوسيط:

التكرار المتجمع العصاعدي

التكوار المتجمع التصاعدي	الحدود الدنيــا للفئات فأقل
صفر	أقل من ١٠
10	آقل من ۳۰
٣٥	أقل من ٥٠
٦٥	أقل من ٧٠
۸٥	أقل من ٩٠
1	أقل من ١٠٠

$$r \times \frac{10}{r} + 0. =$$

$$\frac{\pi}{\sigma_{y}} = \frac{\pi}{|Y|} \left(\frac{|X|^{2}}{|Y|^{2}} \right) = \frac{\pi}{|Y|^{2}} = \frac{\pi}{|Y|^{2}}$$

$$= \frac{\pi}{|Y|^{2}} = \frac{\pi}{|Y|^{2}} = \frac{\pi}{|Y|^{2}}$$

و يلاحظ أن قيمة الالتوا، تساوى صفر باستخدام الطرق الثلاثة السابقة ومعنى ذلك أن البيانات السابقة عمل عثيلها بيانيا بمنحن ينطبق تماما على المنتخنى الاعتدالي ولكن في الواقع العملي فإن الالتوا، إما أن يكون موجبا أو يكون سالبا لانه من النادر أن تنطبق البيانات الإحصائية التي يتم جمعها من عبتمع أفراد كمجتمع الطلاب أو مجتمع العمال مثلا.

والمثال السابق يوضح خصائص المنحنى الاعتدالى ويحققها كما سبق أن بيناها في هذا الفصل وهذه الخصائص تتضح من تساوى مقابيس النزعة المركزية فكل منها يساوى ٦٠.

متال (۲)

إحسب معامل الالتواء للتوزيع التكراري التالى وذلك باستخدام معامل

بيرسون الاول ومعامل بيرسون الثانى وكذلك بإستخدام الارباعيين الاعلى والادنى والوسيط.

- 27 - 21	_ ٣٦ _ ٣	1 77	- 11	- 17	الفئات
		-	-		-1.1.5=1
17 7.	8 . W.	.1 1			التكرارات

ا کحل :

والجدولالتالي يبين التوزيع التكراي المتجمعالتصاعدي للبيانات المعطاه :

التكرار متجمعالتصاعدي	أقل من الحدود الدنيا	<u> </u>	الفئات
•	أقل من ١٦	۸۰	-17
۸۰	أقل من ٢١	٤٤	- 71
١ ٤	أقل من ٢٦	1	
445	أقل من ٢١	7	-71
171	أقل من ۴۹	, .	*7
£7 £	أقل من ٤١	٧٠	٤ ١
1 A 8	اقل من ۶۹	19	{ 7
		٥٠٠	ļ

موقع الارباعي الادني
$$=$$
 $\frac{4}{3}$ $=$ $\frac{6}{3}$ $=$ $\frac{6}{3}$ $=$ $\frac{1}{3}$

المتوسط الحسابي ولحساب الانحراف المعياري نتبع الخطوات المبينة بالجدول التالى :

ح ٔ ك	حك	ح۲	ح	س ك	سراكز الفئات س	التـكر ارات ك	الفئات
1107.	17 -	1 & &	۱۲ –	15/-	٥١٨١	۸•	- 17
7.07	۲۰۸–	٤٩	v –	1.78	٥ر٢٣	٤ ١	- 71
٤٠٠	۲	Ł	۲ _	440.	ەر ۲۸	١٠٠	- 41
14	٦,٠	٩	٣	-,٧٠٠	٥٥٣٣	٧	- 41
707.	77.	٦٤	٨	102.	•د۸۳	٤٠	- 77
۳۳۸.	٧٦.	179	117	۸۷۰	٥ر٣٤	۲.	- ٤١
\$ \ A \$	7//	445	14	v ∨1	٥ر٨٤	١٦	- 17
709	صفر			1070.		0	

$$\frac{2}{\sqrt{2}} = \frac{1010}{\sqrt{2}}$$

$$= 90.7$$

$$= 90.7$$

$$= \frac{1010}{\sqrt{2}} = \frac{1010}{\sqrt{2}}$$

المنوال
$$= \pi \times ||$$
 المنوسط $= \pi \times ||$ المنوسط $= \pi \times ||$ المنوسل $= \pi \times ||$ المنوال $= \pi \times ||$ المنوال $= \pi \times ||$ المنوال $= \pi \times ||$

معامل ییرسون النانی للالتواه
$$=\frac{\pi (00.7-07.17)}{7.7}$$

$$=\frac{7\times -0101}{700} = \frac{1000}{100}$$

:= - ۱۸۰

معادلة الالتوا. باستخدام الارباعية الأعلى والأدنى والوسيط هي

مما سبق يتضح أن إلتوا. التوزيع التـكراري السابق هو إلتوا. سالب وصغير .

تمارين:

أوجد معاملات الاختلاف والالتواء للتوزيعات التكرارية التالية :

-14	-17	-18	-17	-1.	-A	الفله	/ · · ·
1	١٠	10	10	٨	1	التكرار	(1)

i	7	_0	- 2 . •	_~~.	_7	_1	الفئة	(~)
45	11	18		74	***************************************	18	التكرار	(*)

L	-14	-11	-1	/	3	الفثه	(.)
Ì		_	سيس حس				(*)
	٧	٣	٣	Y	٥	التكرار	

الفصادس ل

المعايبر الاحصائية السيكلوجية للنوزيعات التكرارية

میق رمه

يعد تقييم (Evaluation) المعلم لتلاميذه في النواحي الفعلية والانفعالية والتحصيلية المختلفة من أهم مجالات التقييم النفسى والنربوى . ويلجأ المعلم في سبيل ذلك إلى قياس (Measurement) قدرات التلاميذ العقلية والانجازية) (Achievement) ويقوم المعلم بهذه العملية ، عملية القياس ، من أجل معرفة مستويات (Stancards) التلاميذ العقلية والانجازية من أجل توجيه عملية التعلم (Learning) المدرسي توجيها سلما .

ويستخدم المعلم معيار (Norm) أو معايير لتحديد درجة آدا. الغرد بالنسبة لغيره من الأفراد أو بالنسبة للمجتمع الذي ينتمي إليه وذلك لتحقيق غرض توجيه التعلم المدرسي توجيها سليا.

وفى الحالات التى يستخدم فيها الأختبار لأكثر من عمر أو لأكثر من مستوى تعليمى فإن المعابير بجبأن تتدرج حسب مستويات العمر أو الدراسة أو غيرها .

فيكون لـكل عمر أو مستوى تعليمي معيار نقاس عليه درجات أفراد. العمر الواحد أو المستوى الواحد .

إن درجات الأفراد في الاختبارات النفسية المختلفة ليس لهما معنى إلا إذا

كان هناك المعيار الذي يمسكن أن نقيس عليه هذه الدرجات ونحدد على ضوء هذا القياس ما إذا كانت هذه الدرجات مرتفغة أو متوسطة أو منخفضة عن المستوى العادى للا فراد الذين هم في سن هذا الشخص وظروفه.

وقد عرفنا من الفصل الرابع أنه إذا حصل طالب على ٧٠ درجة في اختبار للغة العربية مثلا فإنه لا يمسكن معرفة مستوى هذا الطالب العقلي إلا إذا علمنا إلى أى حد تزيد أو تنقص هده الدرجة عن متوسط درجات هذا الاختبار فالفرق بين هده الدرجات والدرجة المتوسطة لجميع زملائه في الدراسة ببين مستوى الطالبة ولسكن قيمة هذا الفرق لا معنى له إذا علمنا المدى السكلي للدرجات وأفضل طريقة لمقار نة درجات الطالب بمستوى درجات طلاب فرقته أو طلاب جيله هو أن تحول درجته إلى درجات معيارية كما سبق أن أوضحنا في الفصل الرابع من هذا الكتاب أيضا .

وفي هذا الفصل سيتعرض الكاتب إلى نوعين من المعابير هي:

اولا : معايير تعتمد على التوزيعات التكرارية التجريبية وهي :

١ ــ معايير العمر

٣ ــ معايير الفرق الدراسية

٣ - المثينيات

٤ - الدرجات العيارية(١)

واقيا : معايير تعنمد على التوزيع التكراري الاعتدالي المعياري وهي :

⁽١) تد سبتت الاشارة الى الدرجات المعيارية في الفصل الراميع من هذا الكناب وفي هذا الكناب وفي هذا العيارية وأنواعها المحتامة .

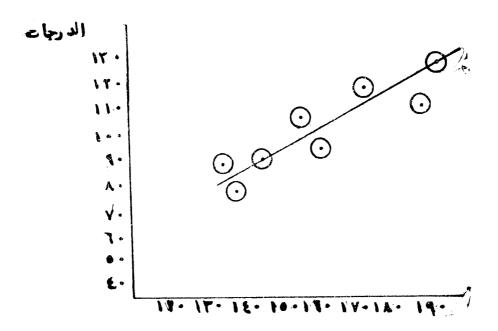
- ۵ المعيار التائي
- ٣ _ المعيار الجيمى
- ٣ _ السباعي العياري
- ٤ _ التساعى المعياري

أولا : معايير تعتمد على التوزيعات التــكرارية النجريبية .

Age Equivalent Norm عيار العمر (١)

طريقة حساب معيار العمر

- (۱) يطبق الاختبار على عينات من أعار زمنية متتالية ويفضل أن يُتحول هذه الأعار بالشهور وتحسب فئات الأعار التي تمتد إلى سنة زمنية بحيث تبدأ من منتصف السنة السابقة لها وتمتد في مداها إلى ماقبل سنتها بشهر واحد فمثلا يحسب العمر الزمني الذي يبلغ ١٢ سنة من ١١ سنة و ٦ أشهر إلى ١٢ سنة و ٥ أشهر أي من ١٥٠ ١٦١ شهرا أي أن مدى كل عمر ١٢ شهر .
- (٢) يحسب النوزيع التكراري لدرجات الأفراد في كل فئة زمنية ثم يحسب من ذلك التكرار ، المتوسط الحسابي .
- (٣) يرسم خط بيانى ليدل على العلاقة بين متوسط الدرجات بالأعمار الزمنية كما في الشكل التالي:



ومن الشكل السابق يمكن تعين درجات الاختبار إذا عرف عمر فرد معين هذا يغير عند تطبيق اختبار يقيس القدرة العددية مثلا فأنه يمسكن حساب النسبة العقاية العددية كالآتى : _

هذا وقد لخص الدكتور فؤاد البهى السيد النسب المختلفة في كتابه علم النفس الإحصائي(١) كما يلي :_

⁽۱) فؤاد البهي السيد (۱۹۷۹) : عسلم الغفس الاحصائي وتياس العقل البشري . دار الفكر العربي ــ العاهرة س ۱۸۵ .

ويعاب على طريقة معايير العمر أنها تعتمد فقط على الأعمار الزمية وإذا إلى استخدمت في النواحي التحصيلية فطالب الفرقة الشانية الاغدادية البالغ من العمر ١٧ سنة ينوق طالب الفرقة الأولى الاعدادية البالغ من العمر ١٧ سنة أيضا أي أن الاختبار يضير الطالب الذي عمره ١٢ سنة ومقيد بالصف الأولى الاعدادي لأنه إذا كان اختبار تحصليا فإنه يقوم في جوهره على ما درسه طالب السنة الثانية ولم يدرسه طالب السنة بالأولى بالرغم من نساويها في العمر الزمني ولكن إذا الاختبار متحرراً من النواحي التحصيلية كأن يقيس القدرات العقلية العامة مثلا فإن الاختبار يصبح صالحا لتحديد تلك المعايير .

ويمكن أن نوجر هذه العيوب فيما يلي :

١ ــ النمو العقلي أو التحصيلي لايساير تماما النبو الزمني ومن هنا فإن النسبة
 لا نظل ثابتة كما يفترض ذلك .

٧ _ إن الذكا. لا يستمر في النمو طوال حياة الإنسان و إنما تقف عند

سن معينة (عند حوالى بين ١٥ – ١٧ سنة) ولذلك فيها تقدم عمر الفرد فإننا تفترض حداً ثابتا لنموه الزمني وهو السن الذي يتوقف عنده الذكا.

النمو التحصيلي لا يستمر في النمو طوال الغام بمعدلات ثابتة والكنه يختلف بين ماده وأخرى .

٤ ــ تتأثر معايبر العمر بعوامل بيئية ومدرسية متعددة .

طريقة حساب معايير الفرق الدراسية :

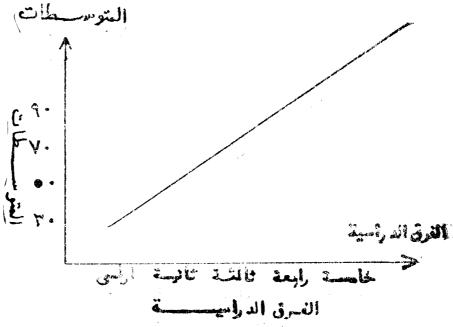
يمكن حساب معايير الفرق الدراسية باتباع الخطوات التالية :

١ - يطبق الاختبار ، المراد عمل معايير فرق دراسية على أساسه ، على عينة كبير ةمن التلاميذ و يشترط أن تكون هـذه العينه ممثلة للصفوف المختلفة في وقت واحد .

٢ - يحسب المتوسط الحسابي لتحصيل البلاميذ في كل فرقة دراسية .

بعمل تمثيل بيانى لتوسطات هذه الدرجات بحيث تمثل الفرق الدراسية
 على المحور الأفقى والمتوسطات على المحور الرأسي .

٤ - يرسم منحنى أملس بحيث يمر قريبا من مواضـــع النقط الممثلة للمتوسطات الحسابية كما في الشكل التالى :



• ـ نمد المنحني السابق من كلا طرفيه الأعلى والأدنى .

٦ يستخدم المنجني السابق في إيجاد معيار الفرقة التي تتفق مع درجة
 كل تلميذ .

هذا و نقسم المسافة بين كل فرقة وأخرى إلى عشرة أقسام إذا أن هسذا التقسيم يتفق مع شهور السنة الدراسية التى تبدأ فى شهر سبتمبر و تنتهى فى شهر يو نيو وهذه الفترة هى تسع شهور كل منها يمثل جزء من العشرة أقسام التى تقصل بين العرقة والأخرى أما القسمة العاشرة فيمثل فترة الأجازة الصيفية ومدتها بم شهور ولكها ممثلة بشهر واحد فقط على افتراض أن النمو الحادث غى خلال هذه الشهور الثلاث عادل نمو شهر واحد أثناء لدراسة .

عيوب معابير العرق الدراسية:

يالرغم من أن معايير الفرق الدراسية عمد من أهم معاير الحصيل في

المرحلة الابتدائية وأن هذه المعايير تتميز بالسهولة إلا أنه يؤخذ عليها المآخلاً التالية :

١ ــ هـــذه المعايير تفترض أن معدل النمو منتظم طوال السنة الدراسية وتفرض أن فترة الثلاث شهور التي تمثل الاجازة الصيفية تمثل نمو شهر واحد من شهور الدراسة وهذا لا بتفق مع حقائن النمو التي توضح أن النمو في القدرة على القراءة مثلا ترتبط بالنمو العقلي للتلميذ وهــــــذا النمو مستمر ومتصل طوال العام.

أما تعلم الحساب فإنه يتأثر بفترة الدراسة فقط بل أن عوامل النسيان نتيجة الاجازة الصيفية قد تؤخر النمو في القدرة الحسابية وأن النمو في هذه القدرة أثناء السنة الدراسية نفسها يكون أسرع في نهايتها عن بدايتها وهذا يثبت عدم دقة افتراض أن النمو مستمر ومنتظم طوال العام.

لنه من الصعوبة عمل معايير تمتد إلى مدى كبير من التلاميذ الذين يؤدون الامتحان ، بل نحصل على معايير الدرجات العليا والدرجات الدنية بطريق غير مباشر وهو استكمال المنحنى في كل من طرفيه الاعلى والادنى .

إذا فرضنا استكمال المنحنى فإنه من الصعب تفسير الدرجات الواقعة
 إذا المستكمل لانها لا تمثل الواقع وإنها تمثل متوسطا فرضيا .

٤ - معايير الفرق الدراسية غير دقيقة نظراً لانها تفترض تساوى أوزان المواد الدراسية التى وضعت هـذه العايير لتقييمها وكذلك تفترض تساوى الاهمية النسبية لهذه المواد في المنهج الدراسي بالفرقة الواحدة في الفرق الدراسية المتعاقبة .

Percentiles الثينيات

يكثر شيوع استخدام المئين في اختبارات القدرات العتلية وهو يحدد النسبة المثلث التي تقع تحت درجة معينة .

و يمكن الحصول على المئين بتقسيم مجموعة الدرجات إلى مائة جز. و تكون المئينيات هو النقط التي تحدد هذه الأجزاء .

والترتيب المئيني هو النسبة المئوية لعدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من درجات فرد آخر . ويجب أن نفرق بين المئين والنسبة المئوية وذلك لأن المئين هو درجة تعبر عن نسبة مئوية لعدد الأفراد الذين أدوا الاختبار بينما اللغوية تدل على درجات الاختبار وليس الأفراد .

طريقة حساب المثيني :

١ ـ بعمل جدول و تـ كتب فيه الدرجات أو فئات الدرجات في العمود
 الأول .

٧ ــ يكتب تكرار الدرجات في العمود الثاني .

٣ _ يحسب التكرار المتجمع التصاعدي ويكتب في العمود الثالث.

عدد الدرجات التي لا بدمن حسابها حتى عدد الدرجات التي لا بدمن حسابها حتى المطلوب ·

٥ - يحسب الماليني من المعادلة التالية:

الترتيب المئيني _ التكرار المتجمع للفئه السابقة الفئه المئيني = ح ا + تكرار فئه المئيني

🗙 سعة الفئة

- و يمكن حساب الترتيب المئيني باتباع الخطوات التالية :
- ١ ـ نبين عدد محرر الأفراد الحاصلين على كل درجة من الدرجات ..
 - ٧ يحسب التكرار المتجمع التصاعدي .
- ٣ نبين النسب المئوية لعدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من كل درجة وذلك بقسمة عدد الأفراد الحاصلين على درجات أقل من كل درجة على المجموع الكلى .
 - ٤ ترسم الخط البياني للنسب المئوية للتكرار المتجمع التصاعدي .
 - ه ــ من الرسم يمكن معرفة الترنيب المئيني لصاحب كل درجة .

فوائد المثينات والرتب المثبنية:

- () سهولة حسابها، ويمكن فهمها بسهوله حتى من جانب الشخص الذي للم يتدرب تدريبا كافيا على تفسير المعايير المختلفة والافادة من نتائج الاختبارات.
- (٢) الرتب المئينية تستخدم في عمل معابير الاختبارات الخاصة بالاطفال والراشدين .
- (٢) من الممكن جمع الرتب المئينية للحصول على المستوى التحصيلي العام...

عيوب المعابير المئينية :ــ

من أهم عيوب المعايير المئينية ما يلي ·

١) عدم تساوى واحدات المعايير المئينية خصوصا عند طرفى التوزيغي.

تزداد حساسية المئينيات للفروق بين الدرجات حول المتوسط بينما
 تقل حساسيتها للفروق المتطرفة في الاتجاهين الموجب والسالب.

- ٣) تعطى الدرجات المئينية صورة صادقه لمركز الفرد أو رتبته بين أفراد
 عينة التقنين و لكنها لا تبين مقدار الفرق بين درجته ودرجات الأفراد الآخرين.
- ٤) لا تصلح الدرجات المئينيه في حساب المتوسط ومعامل الإرتباط وبعض المقابيس الإحصائية الأخرى لأن نتائج استخدامها تختلف عن نتائج المقابيس المئينية على الدرجات الحام.
- ه) إن المعايير المئينية تحتــاج إلى عينات تقنين تمثل كل نوع خاص من أنواع المواقف والجماعات وهذا يزيد من صعوبة المعيار المئيني على نطاق والسع .

(٤) الدرجات المعيارية

عرفنا من الفصل الرابع من هذا الكتاب كيفيه حساب الدرجات المعيارية من الدرجات الخيام بمعلومية كل من المتوسط الحسابي والإنحراف المعياري للدرجات الخيام . وعرفا أيضا أن الدرجة المعيارية تسكون موجبة إذا كانت الدرجة الخام تزيد عن المتوسط أما إذا كانت مساوية للمتوسط فإن الدرجة المعيارية تكون مساوية للصفر . وتكون الدرجة المعيارية سالبة إذا كانت الدرجة الخام تقل عن المتوسط .

وكما سبقأن ذكرنا أن الدرجات المعيارية يمكن حسابها من المعادلة التالية:

عيوب الدرجات المعيـــارية :

من عيوب الدرجات المعيارية ما يلي :

- ١ _ كثرة درجاتها السالبة .
- ٢ ـ كبر وحده قياسها التي تساوي درجة معيارية واحدة على الأقل .
- ٣ ـ لا تصلح الدرجات المعيارية إلا إذا كانت الدرجات موزعة اعتداليا أو قريبة من التوزيع الإعتدالي ، أو إذا كان التوزيعان المطلوب مقارنتها لهما نفس الإلتوا. سالبا أو موجبا . ولا تصلح هذه الدرجات للمقارنة إذا كان التوزيع التكراري لأحد الاختبارات أو بعضها ملتويا سالباً أو موجباً .

(الدرجات المعيــارية التائية)

و لعلاج العيوب السابقة وذلك بالتخلص من الكسور والدرجات السالبة فإن قيم هذه الدرجات يمكن أن تعدل إذا ضربنا الدرجة المعيارية في ١٠و بذلك يصغر الإنحراف المعياري للدرجات عشرة مرات .

وإذا اعتبرنا المتوسط • ه وأضيفت قيمته إلى كل درجـة بعد تصغير الانحراف المعيارى فإن الدرجات تتخلص من الإشارات السالبة والسكسور وتسمى الدرجة العيارية الناتجة بالدرجة التالية:

الدرجة التائية = 10 imes 1 الدرجة المعيارية

عيوب الدرجات المعيارية التائية :

من أهم عيوباستخدام الدرجات المعيارية في المقارنة بين درجات اختبارين

هو أنه لا يمكن استخدامها إذا كان التوزيع التكراري لأي من الاختبارين ملتويا التواء سالباً أو موجباً .

قیاس درجات اختبار علی درجات اختبار آخر :

يم كن مقارنة درجات اختبار بدرجات اختبار آخر إذا حولنا توزيع الدرجات على طول المقياس في احدهما إلى صورة التوزيع الآخر ، ويعتمد هذا النحويل على متوسط الاختبار بن وإمحرافهما المعيارى .

ويمكن عمل هذا التحويل باستخدام المعادلة التالية :

$$(\bar{\psi} - \bar{\psi}) \frac{1}{\xi} + \bar{\psi} = 3$$

حیث د = درجة الاختبار بعد قیاس علی الاختبار الآخر (الذی یسمی الاختبار المرجعی)

سَ = المتوسط الحسابي للاختبار المرجعي .

ع = الانحراف المعيارت للاختبار المرجعي

س ب = المتوسط الحسابي للاختبار المراد تحويل درجاته

ع = الانحراف المعياري للاختبار المراد تحويل درجاته

س = الدرجة الراد تحويلها .

ثانيا : المعايير التي تعتمد على التوزيع التكراري الاعتدالي

المعايير تعتمد على التوزيع التكرارى الاعتدالي المعيارى متعددة ومن هذه المعاتير ما يلي :

١ ــ المعيار التاثي

۲ – المعيار الجيمي

٣ - السباعي المعياري

وسيتناول الكاتب كل من هذه المعايير بإيجاز شديد .

أولاً : المعيار التــاثي(١) :

هو معيار يستخدم كثير في عمل معايير الاختبارات النفسية والتعصيلية لأنه يتلافى كثير من عيوب معايير العمر والمثينيات والدرجات المعيارية و بعتمد هذا المعيار على المنحنى الاعتدالي المعياري.

خطوات حساب الدرجات التائية :

١ - نحسب الدرجات المعيارية من الدرجات الخام كما سبق أن أوضعنا في ص .

٧ - نحول الدرجات العيارية إلى درجات تائية باستخدام المعادلة :

ت = ۱۰ × ۱۰ = ت

حيث ت هي الدرجة التاثية

، د هي الدرجة المعيارية

ثانيا: المعيار الجيمى:

أنشأ هذه المقاييس جيلفورد وهو معيار انحرافه المعيارى (ع = ٢). ومعوسطه يساوى ٥ و ببدأ تدريجه من الصفر و ينتهى عند ١٠.

⁽١) هذا الميار يعتمد عني الدرج، انائية السابق دكرها في ص ١٢٠من هذا النصل -

طريقة حساب المعيار الجيمى

١ - نحسب الدرجات المعيارية كما سبق أن بينا د (Z - Scores) > ٢ - نحسب الدرجة الجيمية من المعادلة :

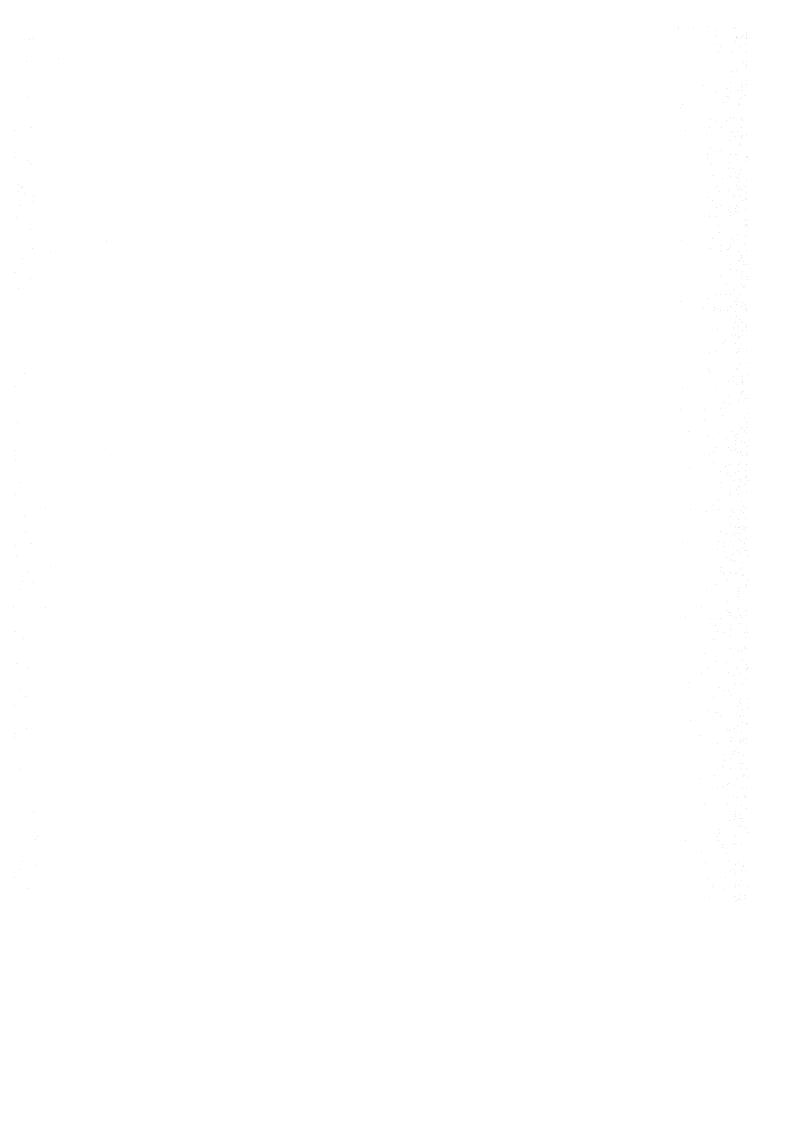
٣ _ يمكن حساب الدرجات الجيمية من الدرجات التائية وذلك باستخدام. المعادلة :

السباعي المعياري:

وهو مقياس قام بتصميمه الدكتور فؤاد البهى السيد ويتكون من سبع درجات ويصلح لقياس مستويات الفروق الفردية ذات النطاق الضيق و يحسب. السباعي المعياري من المعادلة :

الدرجة المعيارية السباعية = ٣٣ر١ × الدرجة المعيارية + ٤ ويمكن حساب الدرجة السبامية من المعيار التائي باستخدام المعادلة التالية :

الدرجة المعيارية السباعية
$$= 270$$
 الدرجة المعيارية السباعية



القطبالعل

الارتساط _ الانحدار

Correlation and Regression

أولا: الارتباط الخطي

فائدته وكيفية حسابه :

إن الهدف الأساسى من العملم هو دراسة وتحليل العلاقة بين المتغيرات التي يتعامل معها . ففي العلوم الطبيعية والعلوم البيولوجية يمكن تحديد العلاقات بين المتغيرات بملاحظة مقدار تأثير التغير في احداها على التغير في آخر من تاك المتغيرات .

فعالم الطبيعة الذي يدرس العلاقة بين الضغط و درجة الحرارة مثلا فإنه يقيس الضغط للكنية من الغاز في درجات حرارة مختلفة . وفي العلوم الإنسانية والسلوكية فإن المتغيرات التي يقوم العلماء بدراستها تتعلق بخصائص الأفراد وعلى هذا فلدراسة العلاقات بين المتغيرات يقوم الباحث بتطبيق عدة مقاييس على عدد من الأفراذ وعلى سبيل المثال إذا كان الباحث يريد دراسة العلاقة بين الطول والوزن لمجموعة من الأطفال عددها ن فإن عليه أن يعين ن من أزواج القياسات احداها تحدد الوزن و الأخرى تحددالطول لكل فرد من عينة الأطفال ومن هذه القياسات يمكن أن تحدد ما إذا كانت هناك علاقة بين المتغيرين في صورة في هذه الحالة أنه من الضروري أن تحدد شكل العلاقة بين المتغيرين في صورة وياضية يمكن من خلالها التنبؤ بمثل هذه العلاقات يمكن التعبير عنها بأسم

التعبيرات الرياضية ص = أ س + ب حيث س ، ص عثلان المتغيرات المستقل والتابع على التوالى . أ ، ب عثلان معاملات ثابتــة يمكن تعينها من نتائج الملاحظات أو تطبيق الاختبارات وصدق مدى التنبؤ الذي يمكن حسابه من المعادلة السابقة يمكن التعرف عليه ببعض الطرق العامة . أحد هذه الطرق هي حساب معامل الارتباط بين المتغيرين س ، ص ودرجة العــلاقة بين المتغيرين طبقا لهذه الطريقة يعرف بمعامل الارتباط و برمز له بالرمز « ر » . ومعامل الارتباط الذي نحصل عليه لا يخبرنا فقط بدرجة العلاقة بين متغيرين ولكن سيفيد أيضا بالاضافة إلى المتوسط الحسابي والانحراف المعيـاري في اعطاء فرصة لكتابة معادلة خطية للتنبؤ بقهم ص من قيم س والعكس .

والمناقشة الحالية ستتركز على تحديد العلاقة بين متغيرات مثــــل الطول والوزن والقوة والعمر والذكاء والمستوى الاجتماعي والافتصادي والانجاهات أي أن هذه المناقشة ستركز على المتغيرات التي تبين مدى الاختلاف والتدين بين الأفراد .

حيث أن الارتباط هو مقياسللملاقة و يمكن أن يوضح المببية في وجود مثل هذه العلاقة أولا .

إذا كان أحد المتغيرات يتزايد كلما يتناقص المتغير الآخر يطلق على الارتباط أنه ارتباط سالب أما إذا كان أحد المتغيرين يزيد بزيادة الآخر فإن هذا الارتباط يسمى ارتباطا موجبا والقيمة القصوى للارتباط مي 1 فإذا كان الارتباط موجب تام وإذا كان الارتباط المرتباط فإذا كان الارتباط المرتباط على هذه الحالة يكون ارتباط سالب تام .

تعريف معامل الارتباط: Correlation Coefficient

معامل الارتباط هو قياس احصائى يستخدم لبيان نوع العلاقة بين المتغيرات سواه كانت هذه العلاقة طردية أو عكسية .

طرق حساب معامل الارتباط:

توجد طرق متعددة لتعيين معامل الارتباط سنقوم بدراسة ٣ طرق منها هي طريقة العزوم وحساب معامل الارتباط من الدرجات الخام وطريقة الرتب.

أولا : حساب معـامل الارتباط بطريقة العــزوم (معامل ارتباط بيرسون) .

وفى هذه الطريقة يستخدم المعادلة الآتية لايجساد معامل الارتباط بطريقة العزوم.

حيث حي انحرافات الدرجات س عن متوسطها

حص انحرافات الدرجات ص عنمتوسطها

•: ال :

ما هو معامل الارتباط بين درجات ١٢ تلميذا في اختبارين س ، ص .

- (١) احسب متوسط الدرجات في كل مجموعة من الدرجات من ، من
- (٢) احسب أنحرافكل درجة عن متوسطها ، وهده الانحرافات موضحة

فی العمودین حی ، حی حیث حی = سـمی ، حی = صـمی

- (م) اضرب حس × حس وأوجد مح حس × حس مسع مراعاة الاشارة .
 - (٤) أوجد مربع مجموع كل من الانحرافات مح ح س ، مح ح اس
 - (٥) طبق المادلة

$$\frac{250050}{5000} \cdot \cdot \cdot \frac{198}{5000} \cdot \cdot \cdot \cdot \frac{198}{5000} = 5000$$

$$\frac{397}{\sqrt{.7.701}} = \frac{397}{107.7.} = 34c.$$

ثانيا: حساب معامل الارتباط من الدرجات الخــــام:

$$c = \frac{\text{if } x + x + y}{[\text{if } x + y][\text{if } x + y]} = 0$$

ن = عــدد الأفراد

مح س = مجموع درجات الاختبار الأول ش

مح ص = مجموع درجات الاختبار الثاني ص

مح س ص = مجموع حاصل ضرب كل درجة من س فى الدرجة المقابلة لها من ص

$$(عس)' = مربع بجموع درجات الاختبار س (عص)' = مربع بجموع درجات الاختبار ص$$

مثال : حل المثال السابق باستخدام العادلة

خطـوات الحـل

- (۱) نوجد مجموع الدرجات في كل من الاختبارين محس = ۷۶۶ ، محص = ۳۹۰
- (٧) نضرب درجة كل تلميذ في الاختبار س × درجته في الاختبار ص للحصول على سص
 - (٣) توجد محس ص == ٢٢٦١٤
- (٤) توجد مربع درجة كل تلميذ في الاختبارين س، ص للحصول على س٢ ، ص٢ ثم توجد بحس٢ ، بحص٢

نطبق المسادلة السابقة

$$\frac{\frac{\gamma^{1} \cdot \times \gamma^{1}}{[\gamma(\gamma^{1}) - \gamma^{1} \cdot \times \gamma^{1}][\gamma(\gamma^{1}) - \gamma^{1} \cdot \times \gamma^{1}]}} = \lambda$$

-

$$= \frac{\sqrt{1987} \times \sqrt{1787}}{\sqrt{1787} \times \sqrt{1787}} = \frac{\sqrt{1987}}{\sqrt{1787}}$$

$$= \frac{\sqrt{1987}}{\sqrt{1787}} = 3 \times \sqrt{1787}$$

ثالثا: حساب معامل الارتباط بطريقة الرتب

عنى هذه الطريقة تستخدم المعادلة الآتية :

$$\frac{7 + 5 \cdot 5^{7}}{(1 - 5) \cdot (5)^{7}} - 1 = 0$$

حيث مح ق٢ مجموع مربعــات الفروق بين رتب مجموعتين من القياسات ، في عدد القياسات .

مثــال توضيحى

هذا المثال يوضح طريقة حساب معامل ارتباط الرتب

	ق۲	ق	رتب ص	رتب س	ص	س	الافراد
	١	١	١	۲	۲	٤	Î
	1	١	٧	٣	•	٣	ب
	٤	۲	٣	١	2	• हैं डि.	>
A STATE	\	•	٤	a	٣	١	د
	١	١	0	٤	٧	۲	•

ء ق٢ = ٨

- (۱) حساب درجات الاختبار س و تضع أمام كل فسرد ترتيبه في العمود... رتب س وكذلك بالنسبة لدرجات الاختبار ص .
- (٣) نربعفروق الرتب و نوضع في الحانة ق٢ ثم نجمع مر بعات الفروق .
 - (٤) نطبق المعادلة : ر == ۱ - نطبق المعادلة : ر == ۱ (ن (ن ۲)

تطبيقات معامــل الارتبــاط

تبات الاختبار Reliability

كا نعلم أنه يقال أن الاختبار ثابتا إذا أعطى درجات لا نختلف إلا قليلا عن الدرجات التي يعطيها عند إعادة استخدامه أو عند تطبيق صورة بديلهمنه.

وقد تناولنا عدة طرق لتعيين ثبات الاختبار منها :

- (١) لمعادة تطبيق نفس الاختبار على نفس التلاميذ بعد فترة .
 - (٧) طريقة الصور المتكافئة .
 - (٣) التجزئة النصفية .

Test - Retest الاحتبار عليقة إعادة تطبيق الاحتبار

لشرح هذه الطريقة سيقوم الكانب بضرب مثال توضيحى لتعيين ثبات

مقياس من تصميمه لقياس اتجاهات تلاميذ المدارس الثانوية العـــامة نحو المدرسة .

وقد اختار الكاتب العبارات الآتبة لقياس الاتجاهات المدرسية :

١ التلاميذ لا يحبون الاشتراك في الأنشطة المدرسية .

٧ _ المدرسة مضيعة للوقت .

٣ _ التلاميذ يحبون المدرسة .

٤ _ اليوم المدرسي ممل .

٥٠ _ الحصص المدرسية ممتعة للغاية

٦ - الحصص المدرسية كثيبة بعد الشيء .

٧ ــ من الضروري أن يعمل التلاميذ بجد في المدرسة .

🗛 ــ وجود التلاميذ في المدرسة يبعث على سعادتهم 🕙

. ٩ _ معظم الأصدقاء المقربين موجودون معى في المدرسة .

١٠٠ ـ يضيق التلميذ بالذهاب إلى المدرسة .

١١ _ معظم التلاميذ راضون عن درجاتهم التي يحصلون عليها في المدرسة .

١٧ – الحضور إلى المدرسة في الصباح ممتع للغاية .

۱۳ ـ التلاميذ لا يشعرون بعـــدم الرضا عندما يتخلفون عن حضور المدرسة .

١٤ _ الاشتراك في الانشطة المدرسية هام للغاية .

وقد اختار الكاتب ١٠٤ تلميذا و تلميذه بطريقة عشوائية من تلاميذ و تلميذات الصف الأول الثانوي العام من مدرستين ثانويتين ها:

(١) المدرسة السعيدية الثانوية بالجيزة .

(٢) مدرسة الأورمان الثانوية للبنات بالجيرة . وكان مترسط عمر هذه العينة هو ١٤٥٨ سنة

- وقد أعطيت العبارات السابقة للتلاميذ والتلميذات المخنارين عشوائيا وطلب من كل منهم أن يكتب رأيه في كل عبارة أما أن يقول موافق أو يقول غير موافق .

- ثم صحح الاختبار بعد أن تحدد إنجاه كل عبارة فالعبارة الموجبة (أى التى تقيس انجاه موجب نحو المدرسة مثل و الحصص المدرسية ممتعة » تعطى درجتين أما العبارة السالبة (أى التى تقيس انجاه سالب نحو المدرسة) مثل و اليوم المدرسي ممل » تعطى درجة واحدة عند تصحيح إستجابات التلاميذ.

- أعيد تطبيق هذا المقياس على نفس العينة السابقة بعد ﴿ أَسَابِيحِ مَنَ التَّطْبِيقِ الْأُولُ وقدرت درجنات كل تلميذ بنفس الطريقة السابقة .

- قام الباحث بحساب معامل الارتباط بين درجات التلاميذ في الاختبار الأول ـ ودرجاتهم في الاختبار الثاني وكان معامل الارتباط هو ٩٣.. أي أن هذا الاختبار يعتبر عالى الثبات .

ثانيا : طريقة النجزئة النصفية Split - Half

وفى هذه الطريقة قام الكانب بتنصيف الاختبار إلى نصفين بالأرقام الفردية (٢ ، ٤ ، ٥) ٢ ، ٩ ، ١١ ، ١٣) كجزء أول والأرقام الزوجية (٢ ، ٤ ، ٢ ، ٢ ، ١٠ ، ١٢) كحزء ثان وقد وجد أن معامل الارتباط بين النصفين بطريقة سيبرمان بروان هو ٩٧٠.

وهذا أيضًا يبين أن الاختبار له درجة عالية من الثبات .

صدق الاختبار Validity

قد أوضحنا أن صدق الاختبار هو صحة ودقة ما يدعى أنه يقيسه و بجب علينا أن نفرق بوضوح بين ثبرات الاختبار وصدقه فالساعة التي تخطى. باستمرار في تعيين الوقت بزيادة و دقائق تعتبر مو ثوقا بها أو ثابته من حيث أنها متسعة في خطئها ، حيث أنها تسجل الأوقات أكبر مما هي بخمس دقائق دائما . ولكن هذه الساعة ليستصادقة حيث أنها لا تسجل الأوقات بصدق .

ويقاس صدق الاعتبار بتعيين الارتباط بين الدرجات الق حصل عليها التلاميذ فيه والدرجات التي حصل عليها نفس التلاميذ في معيار آخر مستقل لما يقيسه الاختبار وفي مثالنا السابق عندما أراد الكاتب تعيين صدق المقياس بطريقة استخدام محك خارجي كما أوضحنا والذي يطلق عليه الصدق التلازمي وحيث أنه لا يوجد مقياس آخر ثابت وصادق لقياس انجاهات التلاميذ نحو المدرسة فقسد قام الباحث بسؤال كل المدرسين الذين يدرسون لهم في المدرسة وطلب منهم ترتيب التلاميذ حسب جبهم للمدرسة وتفاعلهم معهومع زملائهم وكذلك درجات تحصيلهم المدرسي .

ثم قام بحساب معامل الارتباط بين ترتيبات المدرسين لهم ودرجاتهم في المقياس فكان معامل الارتباط هو ٢٩و. وهو معامل إرتباط دال إحصائيا

الانساق الداخلي: Internal coneistency

قام السكانب بحساب الاتساق الداخلي لمقياس الاتجاهات المدرسية بحساب معامل الارتباط ,Corr, Coeff بين كل عبارة والعبارات الأخرى فكانت النتيجة كما في المصقوفة الآنية :

۱ ۲ ۲ ۲ ۲ ۵ ۲ ۲ ۸ ۹ ۱۲ ۱۱ ۱۲ ۱۳ ۱۲ ۱۹ ۱۸ وقم العبارة

وكانت معاملات ارتباط كل عبارة والاختبار كله هي كالاتي :

« Lenear Regression » : الانحدار الحطى

مق_دمه:

أولاً: معادله الخط المستقتم وطريقة رسمه وتعيين ميله:

تعلم أن معادلة الحط المستقيم عمكن أن تمثل بالمعادلة ص = مس + حرف حيث م هو ميل الحط المستقيم على المحور الأفقى ، حرمى طول الجزء المقطوع من المحور الرأسي .

المستقيم على المحور الافقى ، ج هي طول الجزا المقطوع مسسان



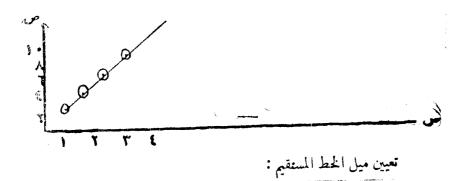
: ما<u>ــــ</u>ال

أرسم الخط المستقم الذي معادلته هي صau= au س

: 1-1

لرسم الخط المستقيم الذي تمثلة المعادلة w=1 س w=1 قاننا نفتر ف قيم السيم أوجد قيم ص المناظرة لها w=1

ŧ	٣	۲	١	٠- ا
4	Y	٥	٣	س



(١) إذا علمت نقطتين عليه:

إذا كانت النقطتين (س، ، ص،) ، (س، ، ص،) واقعتين على الخط المستقيم

$$\gamma = \frac{\omega_{\gamma} - \omega_{1}}{(\omega_{\gamma} - \omega_{1})}$$

ففى المثال السابق يمكن حساب ميل الخط المستقيم من النقطنين (١، ٣)، (٢، ٥) الواقعتين عليه

$$r = \frac{r}{1} = \frac{r-0}{1-r} = r$$
 :

(٧) ممكن حساب الميل من المعادلة العامة للخط المستقيم إذا كانت على الصورة أس + ب س + ح = . في هذه الحالة يمكن حساب الميل كما يلي :

$$\frac{1 - \frac{1}{m}}{m} = \frac{m \text{ whith } m}{m} = \frac{1}{m}$$

الشروط الأساسية لاستخدام الانحـــدار الخطى فى التنبؤ بالظواهو النفسية:

يمكن تلخيص الشروط الأساسيه الواجب توافرها في المتغيرات حتى. يمكن استخدام الانحدار الخطى في التنبؤ بها كما يلي:

١ ــ المتغيرات المستقلة يجب أن تــكون مرتبطة بعلاقة خطيه مع المتغير
 التابع .

٢ ـ تأثيرات المتغيرات المستقلة يمكن جمعها معا لتنتج مقدار التنبؤ بالمتغير التابع .

٣ ــ المتغيرات المستقلة ليست مترابطة فيما بينها .

ع _ كل المتغيرات هي متغيرات متصلة .

هذا وهناك عدة شروط إضافية أخرى تفيد الباحث إذا كان مهتما بإجراء إختبارات إحصائية لفروض خاصة لعينة عشوائية مأخوذة من مجتمع أفراد وهي:

هـ المتغیر التابع یوزع توزیعا أعتدالیا خلال مستویات المتغیرات المستقلة.
 کل علی انفراد و کلهم مجتمعین .

٦ ـ تباين المتغير التابع متساو خلال مستويات المتغيرات المستقلة

وئة المتغيرات المستقلة والتابعة ينبغى أن تكون متضمنة كل المتغيرات.
 الم ئسسة المؤثرة على المتغيرات التابعة .

٨ ـ المقاييس المستخدمة ينبغى أن تكون ثابتة وصادقة بدرجة عالية م

ثانيا: معادلة الانحدار الخطى:

هي معادلة خط مستقيم ولكن الارتباط بين متغيريه ليس إرتباطا تاما كما في المعادلات السابقة لأن الارتباط التام نادو الحدوث في الحياة العملية وفي كثير من الحالات يكون الانجاه العام خطى ولدكن النقط جميمها لا تقع على خط مستقيم . والحط المستقيم الذي يتوسط هذه النقط يقال أنه خط الإنحدار.

قيمة ب في هـــذه المعادلة يقال أنها معامل الإنحدار ، ص مي قيمة ص التي يمـــكن الحصول عليها من خط الإنحدار ويقال عنها بأنها القيمة المتوقعة للمتغير ص .

فإذا كانت ص هي القيمة المتوقعة (أو التي يمـكن التنبؤ بقيمتها) فانه يوجد خطأ في التقدير أو التوقع قيمته هي (ص ص ص َ) = [ص - (أ+ بسس)] ولكي نقلل الخطأ في النقدير فإننا نوجد قيمتي كل من أ ، بلجيع القيم التي تجمل مجموع مربعات أخطاء التوقع في نهايتها الصغرى أي نحاول أن نكون :

ع (ص - ص) الصغرى .
وقد تم حساب كل من أ ، ب رياضيا والتي تقلل أخطاء التقدير في صورتها النهائية كما يأتى :

$$\frac{\dot{5} \times w \times - 2w \times 2w}{\dot{5} \times w \times - 2w} = \dot{5}$$

$$(7) \qquad (-w - - w) = 1.$$

حيث س ، ، ص على الوسط الحسابي لكل من س ، ص على الترتيب

نلاحظ من المعادلة (1) أن المقام عبارة عن مجموع الإنحدار للمتغير سيم عن وسطه الحسابى س وتكون هذه القيمة = مح س ، والبسط عبارة عن مجموع حاصل ضحرب انحرافات كل من س ، ص عن وسطها الحسابى س ، ص وعلى ذلك تكون ب هى

$$\frac{\dot{v} + x + w + w + w + w}{v} = \frac{\dot{v} + w + w + w}{v} = \frac{\dot{v} + w + w + w}{v} = \frac{\dot{v} + w + w}{v} = \frac{\dot{v} + w}{v} = \frac{$$

مثــال:

أوجد معادلة خط الإنحدار من البيانات التالية :

AND AMOPPINE TRANSPORTED
ا س ا
اما
ا س

الحـــل

س۲	س . ص	ص ص — ص		ص	س
٤٩	7 2 10	٣,0	٧	14	١
٧.	14,0-	460	o —	۱۳	4
1 4	£ 90	178	۳	١٢	٥
,	70	••• +	١	11	٧
١	,. —	• , 0 —	١	١.	٠,
٩	٤,0 -	1,0 —	٣	٩	11
70	1770	Y>0	•	٨	۱۳
19	¥270	m,0 —	٧	٧	10
171	٨٤ —			ص َ=٥٠٠٥	سَ = ٨
1					

$$\xi, 0 = \xi + 1.00 = A \times (.0-) - 1.00 =$$

... معادلة الانحدار هي

ص = أ + بس

= ۱٤٠٥ + (- ٥٠٠) س

ص = ١٤٥٥ -- ١٠٥٠ س

تمارين

أوجد معادلة خط الإنحدار من البيانات التالية .

(1)

•												
	٤	٦	٩	Y	10	11	1.		114	17	س ا	ĺ
												ı
ì	٦	74	17	۲٠	٤	14	18	14	1.		ص	

(🔻)

	70	79	٧٠	٧٥	٦٦.	1^	٧٠	1 7/	س
-	۱۹	19	77	71	10	40	74	٧.	ص

(7)

			-	-	***************************************		-		-
	77	V۱	78	48	 V	77	Y• !	, .m.	ľ
ł	-		-		<u> </u>				ı
ı					41				ı
1	١,٠	11		1 1 7	'''	1.	12	ا ص	l

أمثــلة محلولة :

١ _ الجدول الآني يبين علاقة بين متغيرين س ، ص

Y	٦	•	٤	٢	Y	1	س
19.	118	117	۹.	71	78	В	ص

أحسب معامل الإرتباط بين س ، ص وأوجد معادلة الإنحدار بفرض أأنه خط مستقيم .

الح_ل

س ص	ص۲	س۲	ص	س
o t	7917	١	0 &	١
١٢٦	4444	٤	44	٧
777	0277	•	Yŧ	۳
٣٦.	۸۱۰۰	17	٩.	٤
67·	Y0 { {	e Y	117	0
٦٨:	17997	4 7	۱۱٤	٦
144.	741	 	19.	٧
4441	AY1-1	١٤٠	797	44

$$c = \frac{\mathbf{v} \times \mathbf{r} + \mathbf{v} \times \mathbf{v}}{\left[(\mathbf{v} \times \mathbf{v})^{2} \right] \left[(\mathbf{v} \times \mathbf{v} + \mathbf{v} \times \mathbf{v})^{2} \right]}$$

$$= + \mathbf{v} \times \mathbf{v}$$

أما معادلة انحدار صعلى س و بفرض أنه خـــط مستقيم على الصورة ص= أ + ب س

$$\frac{\dot{\upsilon} + \dot{\upsilon} + \dot{\upsilon}$$

. . معادلة الإنحدار هي ص $= 77017 + 90091 \, m$

٢ - من البيانات التالية أوجـــد معامل الإرتباط وكذلك معامل إنحدار
 ص على س ومعادلة إنحدار س على ص

144	٧٩	٧٠	77	01	11	44	49	س
17	18	11	٨	٨	٦	٦	ŧ	ص

الحــل

س ص	ص۲	س۲	ص	س
117	17	134	٤	79
777	۳٦	1111	٦	44
777	77	4117	٦	٤٦
277	٦٤	7417	٨	οź
279	7 8	4448	٨	٦٢
٧٧٠	171	٤٩٠٠	11	٧٠
11.7	197	1342	١٤	٧٩.
1007	707	29.4	17	44
: 447	V^1	1 4 411	* **	٤٧٥

$$\begin{array}{c} \mathbf{V}^{\mathsf{P}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} - \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} - \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \\ \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} - \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \\ \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} - \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \\ \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} = \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \\ \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q}} \times \mathbf{V}^{\mathsf{Q$$

$$\frac{\mathsf{Y}^{\mathsf{W}} \times \mathsf{E} \mathsf{Y} \bullet - \mathsf{E} \mathsf{A} \mathsf{V} \mathsf{T} \times \mathsf{A}}{\mathsf{Y} (\mathsf{Y} \mathsf{E} \bullet) - \mathsf{Y} \mathsf{I} \mathsf{Y} \mathsf{I} \mathsf{I} \times \mathsf{A}} = \emptyset$$

= ۱۸۲۳

$$09)^{2} = \frac{100}{0} = \frac{100}{0} = \frac{100}{0}$$

$$4)170 = \frac{20}{i} = \frac{77}{1} = 07111$$

: 1 = 07/c1 - MAIC. X 047c10 = -14c1

. م = -۱۶۷۱ + ۱۸۲۲۰س

و نفرض أن معادلة إنحــــدار س على ص هي

س = 4 + و ص

$$\frac{\dot{\sigma}_{\infty}}{\dot{\sigma}_{\infty}} = \frac{\dot{\sigma}_{\infty}}{\dot{\sigma}_{\infty}} = \frac{\dot{\sigma}_{\infty}}{\dot{\sigma}_{\infty}} = \frac{\dot{\sigma}_{\infty}}{\dot{\sigma}_{\infty}} = \frac{\dot{\sigma}_{\infty}}{\dot{\sigma}_{\infty}}$$

. = 044/60 - 117/0 X 07/6 = 77////

. س = ۳۲۷ د ۱۱ + ۲۲۲ ده ص

أحسب معامل ارتباط الرتب (سيبرمان) بين س، ص المبينة بالجدول التسالى:

 5	7	1	٨	٦	٤	٩		٦	س ۳
٣	Ł	~	٦	٤	4	Y	1 7	1	1 00

الحــل

$$\frac{r \leq r}{(1-r)\dot{\upsilon}} - 1 = \dot{\upsilon}.$$

حيث ق الفرق بين رتبة س ورتبة ص

_ 	ق۲	الفرق (ق)	رتبة ص	ر تبــة ش	من	س
-	صفر	. مىلىنى ئىلىنى ئىل ئىلىنى ئىلىنى ئىلىن	•	•	٥	7
	,	1-	٠,	•	2	٦
	صفر	صفر	٣	٣	٦	٨
	صفر	•		١	٧	٩
	صفر	•	٩		٣	٤
	١	١	1 7	•	٤	٦
	صفر		-	4	1	^
	صفر		,	١	٧	١,
	1	1-	1		٤	٦
	صفر	•	•	٩	٣	2
	٣	صفر				

$$\cdot, \Lambda \Lambda \Upsilon = \frac{\Upsilon \times \Upsilon}{(1-1)\cdot (1-1)} - 1 = \omega :$$

٤ ـ أوجد معادلة انحدار ص على س ، س على ص من الجدول الآنى:

- 17	1	10	٦	٧	<u> </u>	س	Ī
4	٥	4	٣	۲	٧	ا ص	

الاجابة :

	س ص	ص	س۳	ص	س
	18	1	٤٩	۲	Y
İ	12	٤	٤٩	. ۲	٧
	١٨	•	44	٣	٦
	180	۸۱	740	٩	۱۰
	10	40	۸۱	•	•
-	188	۸۱	Y•1	•	17
	٣٧٠	7.8	494	۳.	٦.

انحــدار من على س

$$\frac{\mathbf{r} \cdot \times \mathbf{r} \cdot - \mathbf{r} \mathbf{v} \cdot \times \mathbf{r}}{\mathbf{r} \cdot \mathbf{r} \cdot \mathbf{r} \cdot \mathbf{r}} =$$

= ۳٧٠٠

انحـــدار س على ص:

$$\frac{r \times r \cdot r \cdot r \times r}{r \times r \cdot r \cdot r \times r} =$$

$$\bullet \times 1$$
 - 7 c $1 \cdot =$

تمارين عامة

(۱) الجدول التالى ببين درجات ۱۲ تلميذاً من تلاميذ أحــد المدارس في مادتي الحساب واللغة العربية :

				-			
1	0	12.121	7172	12 V V . I	V 1 -	۳ . ا د ه	
i					' ' ' '	2 A. L	درجات الحساب س.٠٠ درجات اللغة العربية س.٢٢
4	₩	10.1			· -//-	-	-
j	10	11 14.	1 1 74	77 77	10'5 . 1	" 5 20	TT - I throng to
-							و در سات الله العربية السراد ا

أوجد:

أولا: معامل الارتباط بين درجات التلاميذ في الحساب واللغة العربية ٠

ثانياً : معامل إنحدار درجات إختبار اللفة العربية على درجات إختبار المساب .

(٧) أوجد معامل الارتباط من البيانات التالية:

1	4			1						
i		1) 🗸	18	14	1	17	٦	Y	اس	į
1										į
Ī		1.	11	17		15	٥	٨	ا ص	ĺ

ثم أوجد إنحدار درجات س على درجات ص

(٣) الجدول التالى يبين درجات مجموعة من التلاميذ عددها من إختبارين للذكاء س ، ص ·

1-11-4		111.11	درجات الاختبار س ۱۲۰ ۲
114 11		·}	ورجان الاختاري
14. 1.4 4.	11.19	11.411	درجان الاختبار س ۱۲۰ ۲ درجان الاختبار س ۱۱۰ ۸

أوجـــد:

أولاً : معامل الارتباط بين درجات النلاميذ في الاختبار بن .

ثانياً : معادلة إنحدار درجات س على درجات ص

الفصل الشامن الدلالة الاحصائية

Stabislical Signeficonce,

أن الدلالة الإحصائية تهدف إلى الكشف عن مدى إقتراب المقاييس الإحصائية للمجتمع الأصل ولذلك فإن الثقة تزداد في مقاييس العينة كلما إقتربت من أصلها . أى أن ثقتنا في مقاييس العينة تزداد كما كان إنحرافها عن مقاييس الأصل صغيراً .

وتستخدم في قياس هذا الإنحراف الخطأ المعياري Stanbarb Error وتستخدم في قياس هذا الإنحراف الخطأ المحتمل لتلك المقاييس في إبتعادها أو إقترابها من مقاييس المجتمع الأصلى . كما يستخدم أيضا الإنحراف المعياري الذي يعتبر من أهم مقاييس التشتت .

الخطا الميارى في المنوسط المهنة:

يقدر الخطأ المعيارى لمتوسط العينة العشوائية الواحدة وذلك بأخذا لجذر التربيعي لتباين المتوسط و يكون حساب الخطأ المعيارى من إحدى العلاقتين التربيعي .

$$\frac{2}{|z|} = \frac{3}{|z|}$$
 الخطأ المعيارى = $\frac{3}{|z|}$

حيث ع = الانحراف المعياري للعينة

ن = عدد أفرراد العينة

$$\frac{\varepsilon}{i} = \frac{3}{i}$$

$$\int_{0}^{2\pi} \frac{1}{i} dx = \frac{3}{i}$$

حيث محـ ح بجموع مربعات الانحرافات عن المتوسط

، ن = عدد أفرراد العينة

فإذا أخـــــذت عينة عشوائية من ١٠٠ طالب وحسبنا الوسط الحسابى لنسب ذكائهم فكان ١١٥ والإنحراف المعيارى ٢٥ و ٢٦ على الترتيب فيمكن حساب الخطأ المعيارى كما يلى :

$$\frac{77,70}{0} = \frac{3}{0}$$
 الخطأ المعياري = $\frac{97,70}{0}$ ن الخطأ المعياري = $\frac{1000}{0}$

ن الخطأ المعياري = ١٦٢٥٠ ..

الحما المياري للفرق بين المتوسطات :

أولا : المتوسطات المرتبطة :

الخطأ المعيارى للفروق بين المتوسطين 😑

ع = الخطأ المعيارى لمتوسط العينة الثانى س

ع الحطأ المعيارى لمتوسط العينة الأولى سراً و الحينة الأولى درجات العينتين و مكن كتابة المعادلة السابقة كالآتى :

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين المرتبطين =

ثانيا : المحطأ المعياري لفروق المتوسطات غمير المرتبطة :

إذا كانت المتوسطات محسوبة لعينتين مختلفتين كدرجات إختبار مادة الرياضيات في فصلين مختلفين بأحدالمدارس الثانو بةالعامة فإن الإرتباط بيندرجات الطلبة لا يمكن حسابه لأن هذا الإرتباط يعتمد على مقارنة درجات كل طالب. في كل مرة تختبره بدرجاته في المرة الأخرى التي تلى هذا الاختبار.

و يمكن اعتبار س = . في هذه الحالة

، . الخطأ المعيارى للمتوسطين المرتبطين =

بالتعويض بقيمــــة ر = .

المعطأ المعيارى للمتوسطين المرتبطين
$$= \sqrt{\frac{3}{2}} + \frac{3}{2}$$

النسبة الحرجة :

ولحساب دلالة لفرق بين المتوسطين قـــد نستخدم نسبة تسمى النسبة الحرجة في حساب مستوى الدلالة و يمكن حساب هـــذه النسبة من المعادلة الآتيـــة :

Throught
$$= \sqrt{\frac{3!}{3!} + \frac{3!}{3!} - 7 \cdot \times \frac{3}{3!} \times \frac{3}{3!}}$$

حيث سَ ، سَ ، عَيْ متوسط درجات أفراد المجموعتين ، عَيْ ، عَصْب ، عَصْب ، عَصْب عصّ ، هي الخطأن المعياريان للوسطين السابقين من معامل إرتباط درجات أفراد العينة الأولى بدرجات العينة الثانية .

٠٠ النسبة الحرجة للمتوسطين المرتبطين 🚐

: ال **مثـــا**ال

لذا كان متوسط درجات مجموعيين مختلفتين من طلاب مدرستين من المدارس الثانوية بمدينة الاسكندرية في الذكاه هي : متوسط ذكاه المجموعة الأولى = ١٠٩

وانحرافه المعيارى هو ۱۷٫۸ ومتوسط ذكاء المجموعة الثانية هو ۱۹،۳ وانحرافه المعيارى ۱۲٫۸ فاوجد النسبة الحرجة .

الحـــل

المجموعة بن غير مرتبطين

$$\frac{w^{2}-w^{2}}{w^{2}}=\frac{w^{2}-w^{2}}{w^{2}}$$

= ۱۰/۱۵

إختبارت للمتوسطات

The «t » test for Means

مقدمــة :

أننا قد نحصل على عدد من الملاحظات وليكن ن في أعمال البحوث والدراسات التجريبية التى تقوم بها في مجال علم النفس، وقد تعتبر هذا العدد من الملاحظات مأخوذ من عينة عشوائية ومأخوذه مستقلة كل منها عن الأخرى وأن تكون كل الملاحظات مأخوذة لأفراد من نفس المجتمع ولكن تباين هذه العينة غير معلوم بصفة عامة .

وحيث أننا نعلم أن تباين العينة هو

وهنا يجدر بنا الإشارة إلى مفهوم آخر هو درجات الحرية وعدد درحات الحرية الذي يساعد في تحديد تباين العينة وقيمة درجات الحرية لعينةعدد أفرادها ن هو (ن - 1) .

وبحساب مجموع المربعات (س -- س) وقسمته على عدد درجات الحرية فانه يعطى تقديراً لتباين العينة وتباين المتوسطات لعينة عشوائية عدد أفرادها ن نعطى من هذه المعادلة .

$$\frac{s}{s} = \frac{s}{s}$$

الشروط الأساسية الواجب توافرها لاستخدام إختار (ت)

هناك عدة شروط أساسية يجب على الباحث أن يتحقق منها في متغيرات بحثه قبل أن يستخدم إختبار «ت ، وإلا فان النتائج التي يتوصل إليها الباحث لن تكون حقيقة .

ولذلك فإن على الباحث أن يدرس متغيراته من النواحى التاليـــة: حجم العينة ــ الفرق بين حجم عينتين ــ مدى تجانس العينة ــ مدى إعتدالية التوزيع التكراري من عينتي البحث.

(۱) حجم كل مينة :

حيث أن إحتبار وت، يصلح للعينات الصغيرة ن ٥٠ ه أنه يصلح أيضا للعينات الكبيرة والتي تصل في بعض الأحيان إلى ١٠٠٠٠ أو أكبر من ذلك بكثير وحتى ما لانهابة (ص) .

(٢) الفرق بين عينتي البحث :

يحب ألا يكون الفرق بين عينتى البحث كبيرا جدا لأن حجم العينة يؤثر على مستوى دلالة تتأثر إلى حد كبير بدرجات الحرية .

(۴) مدى تجانس العينتين .

والتجانس هنا يقاس بمدى الفرق بين تباين العينتين ولا يقاس هذا الفرق بطرج التباين الأصغر من التباين الأكبر ولكن يقاس بقسم التباين الأكبر على التباين الأصغر والنسبة الناتجة من القسمة تسمى النسبة الفائية .

$$\frac{17}{1}$$
 ف $\frac{17}{1}$ التباين الأصغر $\frac{17}{1}$

حيث ع مي التابن ، ع١٦ > ع٢٢

الهينة تكون متجانسة تماما إذا كانت ف = 1 وتعتبر العينة متجانسه إذا كانت قيمة ف غير دالة إحصائيا .

(٤) يجب أن تكون التوزيمين التكرارين للعينتين إعتد اليان :

معنى الإعتدالية هنا هوالتحريرمن الالتواء السالب أوالموجب والتوزيع الاعتدالي هوالتوزيع الخالي من الالتواء، ويمتد الالتواء من - ٣ لملي + ٣ الذي يقاس بالمقياس التالي .

The < t > Distribution توزیع دت،

إنترض أن م هي متوسط مجتمع الاصل وأن سَ هي متوسط العينة .

$$\therefore c = \frac{w^2 - \gamma}{3} = \frac{1}{4}$$

وهذه القيمة لها توزيع معروف تسمى توزيع «ت» ويحسب مستوى دلالة قيمة «ت» من الجدول الملحق بملاحق الكتاب

اختبار الفرض الحاص بمتوسط المجتمع (م)

إذا فرضنا أننا حصلنا على عـدد من الملاحظات ن = ١٧ ملاحظة وأن متوسطالعينة كان ٢٠١٧ وإذا فرضنا أيضا أن الحطأ المعيارى للمتوسط الذى يعطى من العلاقة على عدد من العلاقة على من العلى من العلاقة على من العلاقة على من العلاقة على من العلاقة على من العلى العلى من العلى ال

$$= \frac{\gamma_{1} c_{1} - c_{2}}{c_{1}} = \gamma_{1} c_{1}$$

Difference Between Two Means الفـــرق بين معوسطين

أولا: إذا كانت المجموعتين مستقلتين:

عند اختبار عینه عشوائیة ن، من مجتمع متوسطه س، وإذا كان تباین المجتمع هو ع، و تباین المتوسط س، عند فرز أخرنا عیند فرز من مجتمع متوسطه س،

وإذا كان تباين المجتمع الثانى ع, خان البيان للمتوسط س َ = ع َ , وتباين الفرق بين المتوسطين ممكن حسابه من المعادلة الآتية :

$$\frac{7}{100} + \frac{7}{100} = \frac{2}{100} + \frac{3}{100} = \frac{2}{100}$$

وإذا كانت العينات قد تم إختبارها من مجتمعات لهـ ا نفس التباين فأننا مكن أن نحسب تباين المجتمدع الأصلي من المعادلة :

$$\frac{(-1)^{2}+(-1)^{2}+(-1)^{2}+(-1)^{2}}{(-1)^{2}+(-1)^{2}}=\frac{1}{2}$$

حيث أن:

ع مى نباين المجتمع الكلى

ع (س ، - س) = مجموع مربعات إنحرافات العينة ن عنالمتوسط .

م (س - س َ ر) = مجموع مربعات إنحر افأت العينة ن عن المتوسط .

درجات حرية = ن + ن٢_٢

$$\frac{3}{(\frac{1}{\dot{v}_1} + \frac{1}{\dot{v}_1})} = \sqrt{3} \cdot \frac{1}{\dot{v}_1} + \frac{1}{\dot{v}_1}$$

إذا كانت ن = ن = ن

$$\frac{\overline{z}}{\overline{v}} = \frac{\varepsilon}{\overline{v}} ..$$

الجدول التالي يعطى قيمة س، ، س، لعينتين ن، ، ن، :

<u>مجروعة ۲۰۰۰ </u>			ع بوءِ
س۲.	س,	, T.	س,
٣٦	٦)	\
•	٣	•	5
١٦ .	٤	13	٤
10	•	ŧ	۲
.	4	Y0	•
70	•	70	•
17	ŧ	٤	k
**	٦	١٦	٤
٩ :	٣	•	*
٤ * ; ;			\
؛ ۱۸۰	٤٠	11.	المجموع ٣٠

من الجدول السابق يتضح أن س ر =
$$\div$$
 = \cdot ر ، س ب $= \div$ = \div = \div = \div = $\frac{r(s)}{1} - 1$ $-$

$$\mathbf{v}_{\cdot} = \mathbf{v}_{1} \cdot - \mathbf{v}_{1} \cdot = \frac{\mathbf{v}_{1} \cdot \cdot \cdot}{\mathbf{v}_{1} \cdot \cdot} - \mathbf{v}_{1} \cdot =$$

$$\gamma \cdot = \frac{\gamma(\gamma \cdot \gamma)}{\gamma \cdot \gamma} - \gamma \cdot \gamma \cdot \gamma = (\gamma \cdot \gamma \cdot \gamma - \gamma \cdot \gamma) \neq \gamma$$

الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين يمكن حسابه من المعادلة الآتية :

= ۱۲۷۰

$$\frac{(\sqrt{\gamma}-\sqrt{\gamma})-(\sqrt{\gamma}-\sqrt{\gamma})}{z}=z$$

حيث ت 😑 النسبة الثابتة لدرجات الحرية ن 🕂 ن٧٠٠

$$y_0 = y_0 \cdot y_0 = y_0 \cdot y_0$$

$$\cdot$$
 , $\gamma_1 - \gamma_7 = \phi \dot{a}_{C}$

$$\therefore \bar{c} = \frac{3-7}{\sqrt{r_c}} = r_3 c_1$$

$$1 \wedge = 1 - 1$$
 درجات الحرية $= 0$ ب

و بلخص الكاتب طريقة حساب القـــرق بين متوسطين في الحالات الآتيـــة: ــ

١) عندما تكون الدرجاتغير مرتبطةوالمجموعات كبيرة (أكثز من ٥٠)

٧) عندما تكون الدرجات غيرم تبطة والمجموعات مغيرة (أقل من ٥٠)

(٣) عندما تكون الدرجات مرتبطة .

﴿ طَرِيقَةُ الْحُسَابِ :

لحساب الفرق بين متوسطى في أي من الحالات السابقة تتبع الآتي:

﴿ (١) توجد الفرق بين المتوسطين س ﴿ _ س ۗ ,

(٢) تحسب الخطأ المعياري

· (٣) توجد النسبة الحطأ المياري

حَدْهُ النَّسَبَّةُ تَسْمَى (ت) المحسوبة .

(٣) توجد ت، النظرية من الجدول الآتى : جـــدول رقم (١)

ت (النظرية)	ن '	ت (النظرية)	ن
۸٠٠۲	۲١	۱۷۷۲۱	1
۲۶۰۲	` * * *	٠٣٠ ۽	۲
۷۰۷	. 74	۸۱۷۱	٣
۲٫۰۲	7 &	۸٧٢٢	٤
۲٫۰۲	Y •	۷٥۲	•
۲۰۲۲	47	٥٤ر٢	٦
٥٠٠٧	14	۲۳۲۲	v
۰,ر۲	YA	۱۳۲۲	٨
۲ ۰۰ ٤	44	7777	٩
٤٠.۲	٣٠	۲٫۲۳	١.
۳٠.۲	۳.	۲٫۲۰	11
۲۰۲۲	٤٠	۸۱۲	14
۲۰۲۲	€ •	717	١٣
۲۰۰۲	۰۰	31c7	18
۲٫۰۰	٦.	۲۱۲۳	10
۲٫۰۰	٧٠	7117	17
1,99	٨٠	1117	14
۱۹۹۹	4.	۲٫۱۰	١٨
		۲٫۰۹	19
	1	۲۶۰۹	٧.

(ه) عندما تكون ت (المحسوبة) أكبر من ت (النظرية) فإنه يمكن اعتباق أن الفرق بين المتوسطين له دلالة أما عندما تكون (المحسوبة) أقل من ت (النظرية) فإن الفرق بين المتوسطين يعتبر غير ذى دلالة وأنه عجرد صدفة:

دلالة الفرق بين متوسطين

(أ) الدرجات الغير مرتبطة ·

(١) المجمومات السكبيرة (أكثر من ٥٠):

إذا كان عدد تلاميذ المجموعة ، هو ن،

وكان عـدد نلاميذ المجموعة ٢ هو ن٢

وإن مَ هو متوسط المجموعة ١

، مر هو متوسط المجموعة ٧

وكان ع. الانحراف المعياري للمجموعة ١

، عي الانحراف المعياري للمجموعة ٢

فان الخطأ المعياري للفرق بين المتوسطين يحسب من المعادلة

$$\frac{3^{2}}{3} + \frac{3^{2}}{3} + \frac{3^{2}}{3}$$

$$\frac{w_1 - w_3}{v_1} = \sqrt{\frac{3!}{3!} + \frac{3!}{v_1}}$$

مثال: إذا كان متوسط نسبة ذكاه مجموعة من ٩٨ تلميـذا في مدرسة العباسية الثانوية هو ١٠٠ وانرافها العيـارى ١٤ وكان متوسط نسبة ذكاه مجموعة من ٧٧ تلميذة من مدرسة نبوية موسى الثـانوية هو ١٠٠ وإنحرافها المعيارى ١٢ فهل هناك فروق ذات دلالة بين البنين والبنات .

الحـل :

	to a statement and a substitute of the substitut	and the second s	and the second s	• 1
	ن	ع	المتوسط	المدرسية
-	4.6	18	1.7	مدرسة العباسية
	٧٢	14	١	مدرسة نبوية موسى
			and the second second second	19.1 · 18.1 · 18.1 · 1 · 1 · 19.1 · 19.2 ·

وعندما تكون المجموعة أكبر من ٥٠ فان ت النظرية = ٢ تقريبا . . ت المحسوبة أقل من «ت» النظرية . . لا توجد فروق دلالة إحصائية بين البنين والبنات .

تمرين: أعطى إختبار ذكاء لتسعين تلميذا وثمانين تلميدذه في إحدى مدارس الاسكندرية النانوية وكان متوسط درجات التلاميذ ٩٨ ومتوسط درجات التلميدذات ١٠٠ والانحرافان المعياريان للمجموعتين ١٠، ١٥ على ترتيب فهل الفرق بين المنوسطين دال إحصائيا ?

·(٢) المجموعات الصغيرة (أقسل من · ٥)

إذا كان عدد النلاميذ أقل من ٥٠ تلميذا فإن الخطأ المعيادي يحسب من المعادلة الآتية :

$$(\dot{v}_{1},\dot{v}_{2},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3})$$
 الخطأ الميارى $=\sqrt{\dot{v}_{1},\dot{v}_{3},\dot{v}_{3}}$

$$\frac{(\dot{c}, 3^{7} + \dot{c}, 3^{7},)(\dot{c}, + \dot{c},))}{(\dot{c}, + \dot{c}, -7)(\dot{c}, \times \dot{c},)}.$$

$$= \frac{\overline{\omega_{i,-\omega_{i,-\infty_{i,+\omega_{i,-1}}}}}{\sqrt{\omega_{i,3}^{7}+\omega_{i,3}^{7}}} \times \sqrt{\frac{(\omega_{i,+\omega_{i,-1}})'\omega_{i,\times\omega_{i,1}}}{\omega_{i,+\omega_{i,+\omega_{i,-1}}}}$$

مثال:

يبلغ عدد تلاميذ أحــد فصول ٢٥ تلميذا ومتوسط معاملات ذكائهم ما ١١٠ وإنحرافهم المعيارى ١٥ وكان عـدد تلميذات فصـل أخر ٣٠ تلميذة ومتوسط معاملات ذكائهن ١١٥ والانحراف المعيارى ١٠ فمن الأكثر ذكاءا؟

الحدل

البنات	البنين	المتوسط	
110	11.		
1 •	10	ع	
۳.	40	ن	

$$\begin{array}{lll}
\omega_{1} - \omega_{7} &= 11 - 011 - 0 \\
\sqrt{\dot{\upsilon}_{1} + \dot{\upsilon}_{2} + \dot{\upsilon}_{3}} &= \sqrt{07 \times 077 + 07 \times 077} \\
= \sqrt{07/4} &= \sqrt{07/4} \\
\sqrt{\dot{\upsilon}_{1} + \dot{\upsilon}_{1} - 7 + \dot{\upsilon}_{2}} &= \sqrt{07/4} \\
= \sqrt{07/4$$

وعند إبجاد قيمــة ت النظرية من الجــدول رقم (١) وقراءة قيمة تــ التي تقابل:

$$\dot{c} = \dot{c}_1 + \dot{c}_2 - \gamma \dot{b}$$
 | Lill | Lilb | Lilb | Lilb | Lilb | $\dot{c} = \dot{c}_1 + \dot{c}_2 - \gamma \dot{b}$ | Lilb |

. · . ت (النظرية) تقع بين ٢٠٠٠ ، ٢٠٠٠ و بذلك تكون ت (المحسو بة) أقل من ت (النظرية)

. الفرق بين المترسطين غير دال إحصائيا .

تمزين

إذا كان متوسط درجات ٢٠ تلميذا في أمتحان مادة الرياضيات هو٥٠، والإنحراف المعياري ٨، بينما كان متوسط درجات ١٥ تلميذة ٥٣ والانحراف المعياري ١٢ فهل الفرق بين المتوسطين له دلاله إحصائية ?

حساب « ت » لمتوسطين غير مرتبطين :

عندما يكون المتوسطين غير مرتبطين فاننا نستخدم الصورة الغامة التالية المعادلة «ت»:

$$\overline{\left(\frac{1}{\sqrt{1+\dot{0}}},\frac{1}{\sqrt{1$$

وعندما تکون ن = ن

$$\frac{\frac{7 \cdot \sigma - \frac{7}{3} \sigma}{\frac{7}{3} + \frac{7}{3} \frac{7}{3}}{\frac{7}{3} - \frac{7}{3}} = 0$$

حيث أن درجات الحرية في هذه الحالة = ٢ ن - ٢

حساب (ت) لمتوسطين مرتبطين :

إذا أعيد لمجراء نفس المقياس على نفس المجموعة من الأفراد في وقت آخر كما تفعل ذلك عندما تقوم بحساب ثبات أختبار بطريقة اعاده الاختبار فإننا نستخدم المعادلة التالية :

حيث من ف = متوسط الفروق وهي يساوى أيضا فروق المتوسطين مع ح٢ ف = مجموع مربعات إنحرافات الفروق عن متوسط تلك الفروق ن حدد الأفراد

أما درجات الحرية فتساوى ن _ ١

منــال :

إحسب قيمة ت للنَّرق بين متوسطى المجموعتين من الدرجات الموضحة بالجدول التالى :

,												
i		1 7 1	٨	V	٦	١.	V	٦	٥	١.	س	ĺ
I	1		'	'	t .				was a second		Married Street, or other Designation of the last of th	ĺ.
ı	٩	٣	Y	٥	٤	λ	0	Y	*	 Y	س۲	ì
	' '			, ,		1		1	!	understanding		1

					الحدل
حن,	حف	فروق الدرجات ف	<i>۲۰</i> س	۱۰۰۰	الرقم
١	١	٣	Y	١.	١
•	•	۲	٣	•	Y
•	٣	1-	Y	٦	٣
•	•	4	٥	Y	٤
•	•	*	٨	١.	٥
•	•	4	18	٦	٦
•		*	•	Y	v
17	ŧ	٦	۲	٨	٨
1	1	٣	٣	٦	•
٩	٣-	1-	٦	٥	١.
٣٦	•	۲.	٥٠	٧٠	المجموع

. . مجموع فروق الدرجات = ٢٠

، عدد الأفراد ن = ١٠

متوسط فرق الدرجات = س ف = ٢

حف انحراف كل فرق من فروق الدرجات عن متوسط الفرق٧ (العمودف).

$$\frac{7}{7\sqrt{1-1\cdot)}} = 2 \cdot \cdot \cdot \cdot = \frac{7}{7\sqrt[3]{(1-1)}} = 2 \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot \cdot = \frac{7}{7\sqrt[3]{(1-1)}} = \frac{7$$

= $\frac{Y}{-1.77}$ = -1.7(-1.7(-1.7(-1.7

من الجداول الاحصائية نجد هذه القيمة داله عند مستوى ه 🗥 .

تماربن

(۱) إذا كان متوسط درجات ٣٥ تلميذاً في مادة الحساب هي ٦٨ درجه، وبانحراف معياري ١٠ في امتحان الفترة الأولى بأحد المدارس الابتدائية بمدينة الاسكندرية . وفي الفترة الدراسية الثانية كان متوسط درجات هؤلاء التلاميذ ٧٧ درجة بانحراف معياري ١٠٠.

هل الغرق يين درجات التلاميمذ في الفترتين له دلالة احصائية إذا كان معامل الارتباط بين درجات الفترتين هو ٢٠٠٠.

(۲) أوجد دلالة الفرق بين دخل مجموعتين من الأطباء كل منها يتكون من ۲۰ طبيبا إذا كان متوسط دخل المجموعة الأولى ۲۰۰ جنيها شهريا بانحراف معيارى ۲ معيارى ۲ ومتوسط دخل المجموعة الثانية ۳۰۰ جنيها شهريا بانحراف معيارى ۳ وكان معامل الارتباط بين الدخلين ۸ د .

الفطالثاميث

تحابل التباين

Analysis of Variance

و لقد أكدت الدراسات والبحوث الاحصائية على أهمية تحليل التباين في العلوم مآمة والعلوم الانسانية خاصه، ويمكن تلخيص بعض أهداف تحليل التباين فيا يلى :-

١ ــ الكشف عن مدى تجانس العيات ومدى انتسابها إلى أصل واحد أو أصول متعددة .

٢ -- الكشف عن الفروق القائمة بين البنين والبنات سواء في القدرات العقلية أو السمات المزاجية أو النواحى التحصيلية .

٣ _ قياس مدى تجانس المفردات التي تتألف منها الأختبارات النفسية ٠

هذا وتختلف وتتعدد طرق ووسائل هــذا النوع من التحليل وسيعرض المؤلف في هذا الفصــل للا نواع العملية البسيطة التي تتصل اتصالا مباشراً عيادين الدراسات والبحوث النفسية والتربوية .

بعض الخواص الاحصائية للتباين :-

التباين والانحراف المعيارى :

التباین = متوسط مربعات الانحرافات = مربع الاعراف المعیاری

التباين والفروق الفردية والجماعية :

يمكن استخدام التباين في قياس الفروق الفردية والجماعية وذلك لأنه كالله بينا في الخاصية السابقة أن التباين يعتمد على مدى انحراف كل فرد من متوسط الأفراد ، أو مدى انحراف كل جماعة عن متوسط الجمامات .

جمع التبـــابن:

وهذه الخاصية تفيد في معرفة أن التباين يمكن حسابه بمعرفة المجموع الجبرى لمكوناته ، أما الانحراف المعيارى فإنه لا يخضع لمثل هذا النوع من التحليل وسبب ذاك هو أن عن لا تساوى ع، +ع، +ع، +ع،

و ممكن توضيح هذه المكرة بالمثال العددى التالى : إذا كانت (۱۰) = (٦) + (٨)

و در ۱۰ لا تساوی ۳ + ع

الشروط الواجب توافرها لاستخدام طريقة تعايلالتباين في البعوثالنفسية. والتربوية :

هناك عدة شروط أساسية لابد من توافرها لاستخدام طريقة تحليل التبارز

فى البحوث النفسيه والتربويه والحيود عن أى من هذه الشروط قد يؤثر تأثيرا سيئًا على نتائج هذه البحدوث أو تعطى نتائج مضلله ويمكن تلخيص هــــذه الشروط فما يلى :—

١ _ تجانس التباين

ومعنى هذا الشرط أن يكون تباين درجات كل مجموعه من الأفراد مماثلا ولا توجد فروق من التباين بين مجموعات المقدار نه هذه إلا نتيجه للعسدفه وحدها و يمكن التحقق من هذا الشرط بحساب مربع أنحراف الدرجات عن متوسط المجمدوعات وحساب تباين كل مجمدوعه على حده ثم مقارنة هدذه التباينات .

◄ _ أمتدالية التوزيع :—

بالرجوع إلى درجات المجتمعات الأصلية التي تعثلها كل مجموعه على حــده يجب أن تكون هذه الدرجات موزعة إعتداليا أو يكون حيودهذه الدرجات عن التوزيع الأعتــدالى بسيطا . وأن يكون هذا الحيـود راجعاً للصــدفه وحدها .

٣ - يجب أن تكون المجمــومات المستخدمة متوازية ، في ظروف موحــده
 وعلى أن تكون متجانسه ، وتختلف في المعالجة التي تنالها كل مجموعة .

خطـوات تحليل التباين

لاجراء تحليل التباين نتبع الخطوات التالية : -

ا __ نحسب التباين بين المجموعات ، ودلك بحساب المربعات بين المجموعات Between groups

خسب التباين الداخـلى ، وذلك بحساب المربعات داخـل المجموعات
 Within groups variance

٣ - تحسب درجات الحرية وذلك لتحويل تلك المربعات لملى التباين المقابل
 لها ولكشف عن الدلاله الاحتصائية للنسبه الفائبة

خسب النسبه الفائبة وذلك بقسمة التباين الكبير على التباين العمغير والكشف عن دلالتها الاحصائيه وذلك لمعرفة مدى تجانس أو أختلاف المجموعات .

و يمكن تلخيص ذلك في الجدول التالي .

مصدر التيامن	ا - ابن الجموعات	٢-داخل الجموعات الفرق بين ١٠٦	٢- الجموع الكلي	
مجموع المربعات	- بين الجموعات مجموع مربع مجموع كل مجموعه - نمم عدد المجموعات -		٣ - الجموع الكلى مجموع مربعات الاعداد نام	جدول يبين طرينة جساب النسبة الفائبة
درجات الحرية	عدد المجموعات ١	جموع المربعات التباين المديمة عددالأفرد-عددالمجموعات مقسومه على مقسومك درجات الحرية على التباين	عدد الافراد ۱ عدد الجموعات	
النبائن		جموع المربقان التباين "مجبير مقسومه على مقسومك درجات الحرية على التباين		
النسبة الفائبة	3	الذا بن مقسوم أ	ري. اه.د بر	

* حيث ب عدد الأفواد ، م التوسط العام

وفيها بلى بعض الامثله التي توضح الطرق المختلفة لتحليل التباين .

(١) تحليل التباين لمجموعتين

أذا أردنا أن نقارن درجات البنين بدرجات البنات فى أحد الاختبسارات النفسيه لمعرفة دلالة القروق بين تلك الدرجات والذى على أساسه يمكن الجمع بين العينتين أو فصلها إلى عينتين ممايزتين ، فإننا نستخدم طريقة تحليل التبابن .

والمثال التالي يوضح هده الفكره: ـــ

مثال (۱)

الجدول التالى يبين درجات مجموعتين أحدها من البنين والآخر من البنات في أحـــد الاختبارات النفسيه والمطلوب أختبار هل هنــاك فروق دالة بين المجموعتين .

مر بعات درجات البنان	درجات البنات	مسلسل	مر بعات در-جاتالبنين	درجات البنين	مسلسل
771		\	079	74	١
177	11	۲	1 2 \	71	۲
778	14	4	771	19	٣
147	١٤	٤	411	19	1
440	١٥	•	377	14	•
YF3/	٨٥	المجموع	7.17	1	المجموع

الحل

من الجمدول السابق نجد أن متوسط درجات البنين $m_{,}=\frac{1}{2}$ $=\frac{1}{2}$ $=\frac{$

. . مجمعوع المربعات بين المجموعات = مج مربه محموع كل مجموعة _ نس^٢

$$(1 \vee 0) \times 1 \cdot - \frac{\circ}{(1 \vee 0)} + \frac{\circ}{(1 \vee 0)} = \cdots$$

r 1770 - 1210 + T ... =

7770 = 717770 - P110 =

أيجاد مجمموع المربعات الكلى: (داخل، وبين المجموعات)

... مجموع المربعات الكلى = مجموع المربعات ـــ ن س٢٠

" (1.00) 1. - 1874 + Y.17 =

7.70 =

أيجاد مجموع المربعات داخل المجموعات

ب مجموع المربعات داخل المجموعات = المجموع الكلى — المجموع بين المجموعات

TA = YY10 - 4.10 =

أيجاد درجات الحريه

درجات الحريه بين المجموعات 😑 عدد المجموعات 💴 ١

1=1-7=

درجات الحريه داخل المجموعات = عدد الأفراد - عدد المجموعات

A = Y - 1. =

أيجاد التباين بين المجموعات :

التبابن بين المجموعات = بجموع الربعات درحات الحربة

7770 = <u>77730</u> =

أبجاد التباين داخل المجموعات

بالمثل التباين داخل المجموعات = ٢٨٠ = ٥٧٠٤

النسبة الفائية :

ف = التباين الكدير . . ف = ٢٢٥٥ = ١٢٧٧٤٤ التباين الصغير

ويمكن وضع المتائج السابقة في الجدول التالي :

president proposition of the state of	ن	التباين	درجمات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
	4 . A # # 11 A	Y7 70	1	77,0	بين المجموعات
and a standard?	£ 7444 ¥	٤,٧٥	٨	***	داخل المجموعات
and the second	:		٩	٦,,	المجمسوع

(٧) تحليــل التباين لثلاث مجموعات

لقد بينا في المثال السابق الخطــوات الاحصائية لتحليل تباين مجموعتين ودرسنا كل خطوه منهذا الخطوات بالتفصيلوسيحاول المؤلف أن يوضح طريقة أخرى لتحليــل التباين وتسمى طريقة حساب التباين من المباذى الأولية .

وفيها يلى مثال يوضج هذه الطريقة

: (Y) u iia

أنا فرضنا أننا نرغب في مقارنة ثلاثة طرق مختلفة لتدريس اللغة العورة وأند خترنا عينة من التلاميذ الذين يدرسون اللغة العربية بأحـــــ مدارس مدينة الأسكندرية على قة عشوائية ، وقسمناه إلى ثلاث مجموعـــات كل

مجموعة تدرس اللغة العربية بطريقة مختلفة كما يلي :_

المجموعة الأدلى : ويتبع فيها المدرس اسلوب المناقشة .

المجموعة الثانية: ويتبع فيها المدرس طريقة المحاضرة التقليدية.

المجدوعة الثالثة : وبتبع فيها المدرس طريقة التعليم البرنامجي .

ونفرض أن عدد تلاميذ كل مجموعة هـــو به تلاميــذ وأننا طبقنا عليهم أختبــار تحصيلي مقنن وكانت نتيجة الاختبار للمجموعات الثلاثة كما هــو موضع بالجدول التالي :

جدول يبهن درجات المجموءات الثلاثة

المجموعية الثالثة	مسلسل	المجمودة الثانية	مسلسل	الهمرعة الأولى	مسلسل
hd.	,	٨	\	1 •	\
Y	۲	٦	٣	•	, Y
٤	٣	^	4-	•	٣
٣	٤	٦	£	٨	2
١	٥	۲)	*	0
*	٦	C	۳,	٠	٦
Y {	المجموع ا	٣٦	المجموع	£ A	الجموع

الحـــل متوسط المجموعة الأولى =
$$\frac{1}{7}$$
 = 1 متوسط المجموعة الثانية = $\frac{77}{7}$ = 2 متوسط المجموعــة الثالثة = $\frac{7}{7}$ = 2 المتوسط العام (الوزنى) = $\frac{1}{7}$ = 4 = $^$

توجد أنحراف كل درجة عن المتوسط العام بالنسبه للمجموعات الثلاثة كما هو موضح بالجدول التالى :_

جدول يبين الأنحرافات عن المتوسط العام

ৰ্থাথা ৰ	المجموعـة الثالثة		المجموعية الثانية		المجموعة الأولى	
الأنحراف	الدرجة	الأكوراف ا	الدرجة	الأنمراف	الدرجة	
صفر	٦	Y	٨	Ł	١.	
)	Y	•	٦	۲	4	
٧-	٤	۲	٨	٣	4	
٣ -	٣	•	٦	٧	٨	
• -	١	۳_	٣	١	Y	
۲-	٣	1 -	•	١ – ١	٥	

[•] حسبنا المتوسط العام (الوزني) بهذه الطريقة وذلك لتساوي المجموعات في العدد .

كما هو موضح بالجدول التالى :_ جدول يبين مربع الأنحرافات عن المتوسط

	الثالثة		لأولى الثانية		الأو
مر بعه	الانحراف	مر بعه	الانحراف	مو يعه	الانحراف
صغر	صفر	٤	4	17	٤
١	١ ١	•	•	•	٣
3	۲ –	ŧ	۲	٩	*
4	٣ –	•	•	٤	۲
۲0	•	٩	٣-	١	١
•	۲-	١	\ \	١	١ -
٤٨	المجموع	١٨	المجموع	{•	المجموع

من الجدول السابق نلاحظ أن :_

شيوع مربات الجمارعة الاولى = ٠٠

مجموع مربعات المجموعة ندنية = ١٨

مجموع مربعات المجموعة الثالثة = ١٨

. . المجمول كيلي للمر بعات = ١٠١

حساب مجموع المربات بين المجموعات
 تقوم بإحلال متوسط كل مجموعة محل كل درجة من درجاتها كما هـــوـ
 مبين بالجدول التالى :_

बंधी थी।	الثانية	الأولى
. .	٦,	٨
1	۳,	
\	٠,	٨
ŧ	٦	^
٤	٦	٨
٤	٦	

ثم نحسب أنحرافات متوسطكل مجموعة من المجموعات الثلاثة عن المتوسط العام وهو ٦ كما هو موضح بالجدول التالى :-

ৰগ্ন গ্ৰা	الثانية	الأولى
Y —	صفر	Y
٧	صفر	۲
* '	ا صفر	₹
٧	صفر	۲
٧ —	صفر	4
۲	صفر	۲

_:	بالجدول التالى	کما ہو موضح	هذه الابحرافات	محسب مر بعات ،	疼
----	----------------	-------------	----------------	----------------	---

રૂં ગાંગ	الثانية	الاولى
2	صهفر	٤
\	صغر	٤
Ł	صغر	Ł
Ł	صفر	٤
ŧ	صفر	٤
٤	صفر	t
78	صفر	4.8

المجموع

من الجدول السابق نجد أن مجموع المربعات بين المجموعات

٣ -- حساب المربعات داخل المجموعات :-

٤ - حساب درجات الحرية :

درجـــات الحرية ببن المجموعات ـــ عدد المجموعات ــ ١

درجات الحرية داخل المجموعات _ عدد الأفراد _ عدد المجموعات

حساب التباين بين المجموعات : ___

$$\int_{T, \cdot, T} \frac{T!}{T \cdot Y \wedge} = 0 \cdot \cdot \cdot$$

ويمكن وضع النتائج السابقة في الجدول التالى :_

ف	التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
	Y t	۲	٤٨	ين الجموعات
٦,٠٢	7387	\ 0	٥٨	داخل الهموعات
		١٧	1.7	اللجموع

◄ الدلاله الاحصائية للنسبة الفائية :-

و بعد ذلك نستخدم جداول ف F - Tables نجد أن قيمة ف لدرجات حرية γ بين المجموعات ، γ داخل المجموعات عند مستوى γ - γ - γ وعند مستوى γ - γ

وحيث أن النسبة الفائية في مثالنا هذا = 7.07 من هنا نجد أن النسبة الفائية المحسوبة وهي 7.07 تقل عن قيمة ف الجــدولية . عند مستوى 7.00 وهي 7.07 ومعنى ذلك أنه لا توجد فروق ذات دلالة أحصائية بين الطـرق المختلفة غلتدريس عند مستوى ٢٠٠١.

ولكننا نجد أن قيمة ف المحسوبة وهي ٦٥٠٧ تزيد عن قيمة ف الجدولية عند مستوى ٥٠٠٠ وهي ٣٥٦٨

ومعىنى ذلك أنه توجــد فروق ذات دلالة احصائية بين الطرق المختلفــة للتدريس عند مستوى ٠٠٠٠ أى بدرجة ثقة ٥٥٪ ودرجة شك ه٪ .

طريقة أخرى لحساب تحليل التباين: -

١ إيجاد مجموع المربعات بين المجموعات

وذلك كالأتى :

* نوجد مربع كل مجموعة مقسوماً على عدد أفراذها

$$\eta \eta \eta = \frac{r(\gamma \xi)}{\eta} + \frac{r(\gamma \eta)}{\eta} + \frac{r(\xi \Lambda)}{\eta} \qquad (5)$$

ه خوجد مربع المجموع الكلى للمجموعات مقسوماً على العددالكلى للدرجات

$$72A = \frac{(1\cdot A)}{1A} \qquad \text{si}$$

ه ثم نطرح ناتج الخطو، الثانية من ناتج الخطوء الأولى .

وذلك كالأتى :

ه نوجد مجموع مربعات جميع الدرجات

$$\text{Vo} \xi = {}^{\text{T}}(r) + \dots + {}^{\text{T}}(A) + {}^{\text{T}}(A) + {}^{\text{T}}(A) + {}^{\text{T}}(A)$$
(جروع ۱۸ درجة)

ه نوجـد مربع المجمدوع الكلى للمجموعـات مقسوماً على العـدد الكلى للمجموعـات مقسوماً على العـدد الكلى للدرجات

$$78A = \frac{r(1\cdot A)}{1A} \qquad \text{si}$$

* نطرح نائج الخطوء الثانية من ناتج الخطوء الأولى .

٣ _ أيجاد المربعات داخل المجموعات .

وحيت أن المجموع الكلى للمربعات =

مجوع المربعات بين المجموعات + مجموع المربعات داخل المجموعات

. . مجموع المربعات داخل المجموعات .. المجموعات الكلى للمربعات بين المجموعات

ثم نوجد درحان الحرية بنفس الطريقة السابقة وكذلك النسبة الفائية وأيضا عكن أبجاد دلالة النسبة الفائية كاسبق .

تحليل التباين الثنائي

Two - Way Analysis of Variance

مثال توضيحي :

افترض آن الدرجات المبينة في المثال السابق ايست مأخوذة من ٣ عينات مستقله من الطلبة ، وأن فئات الطلاب الثلاثة ثم تصنيفها على أساس اختبار قبلى ، وافترض ان البيانات التالية هي درجات كل مجموعة مكونة من ٦ طلاب ثم اختبارهم عشوائيا وأن كل مجموعة تمثل طريقة تدريس مختلفة .

والجدول التالى بوضح هذه البيانات:

طرق التدريس

المجموع	المجموعة الثالثة	المجموعة الثانية	المجموعة الأولى	مسلسل
۲٤	٦	A	1.	1
۲,	v	٦	•	۲
۲١	٤	^	•	٣
14	4	٦	٨	٤
11	\	٣	Y	•
1	۳	٥	٥	٦
١٠٨	71	٣٦	٤٨	المجموع

١ - نوجد مجموع المربعات بين المجموعات (الأعمدة) وذلك كما سبق في الحالة الأولى .

$$\frac{\Upsilon(\Upsilon\xi)}{\gamma} + \frac{\Upsilon(\Upsilon\gamma)}{\gamma} + \frac{\Upsilon(\xi\Lambda)}{\gamma} = \frac{1}{\gamma} + \frac{\Upsilon(\xi\Lambda)}{\gamma} + \frac{\Upsilon(\xi\Lambda)}{\gamma} = \frac{\Upsilon(1\cdot\Lambda)}{1\Lambda}$$

£A = 78A - 797 =

٢ ـ نوجد مجموع مربعات الصقوف (الثلاثيات)

$$\frac{r(17)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} + \frac{r(11)}{r} = ci$$

$$20077 = 720 - 727 \cdot 77 = \frac{7(1 \cdot A)}{1A} -$$

٣ _ المجموع الكلي للمربعات :

$$\frac{\mathsf{Y}(1\cdot \mathsf{A})}{\mathsf{I}\mathsf{A}} - \mathsf{Y}(\mathsf{Y}) \cdots + \mathsf{Y}(\mathsf{A}) + \mathsf{Y}(\mathsf{I}) =$$

(مجوع ۱۸ مفردة)

1.7 = 78A - VOE =

۽ _ نحسب خطأ مجموع المربعات (البواقي)

وهو عبارة عن المجموع الكلى للمربعات مطروحاً منه مجموع المربعات بين المجموعات ومجموع مربعات الثلاثيات . . خطأ مجموع المربعات = ۱۰۹ — ۱۸ — ۳۳،۵۵ = ۱۲۶۲۷ • - نحسب درجات الحرية

> درجات الحرية الخاصة بالتباين بين المجموعات (الطرق) - ۲ = ۱ - ۲ =

> > درجـــات الحرية الخاصة بالتباين بين الثلاثيات

.=1-1=

درجات الحرية الخاصة بكل المفردات

 $1 \vee = 1 - 1 \wedge =$

. . درجات الحرية الخساصة بالخطأ = ١٧ – ٢ – ٥ = ١٠ و عكن تلخيص النتائج السابقة بالجدول الأتى :

النسبة الغائية ف	التباين	درجات الحرية	مجموع المربعات	مصدر التباين
	7 8	Y	٤٨	بين الطرق
14,54	term confidence of the description of the same for a	•	{•,* *	بين الثلاثيات
	1>777	1.	17,17	الحطأ
		١٧	1.1	المجدوع

الدلالة الاحصائية للنسبة العائية :_

وبالبحث في الجـــداول عن قيمة في الدرجة حرية (۲) بين العلرق سودرجة حرية (۱۰) عند مستوى ٥٠٠ كانت ف = ١٠ر٤ وعند مستوى ١٠٠ كانت ف = ١٠٠٠

وحيث أن قيمة ف في مثالنا هذا = ١٧٦٢٧

من هنا نجد أن النسبة الفسائية المحسوبة وهي ١٧٦٣٧ تزيد عن قيمة ف الجدوالية عند مستوى ١٠٠١

ف دالة احصائیا عند مستوى ۱.ر٠

The Nature of Error Variance : طبيعة خطأ التباين

إن طبيعة خطأ مجموع المربعات وبالتالي الخطأ في تقدير التباين يمكن أن يحسب بوضوح من المبادى. الأولية . ولهذا الغرض سنقوم بتحليل البيانات الأصلية مرة أخرى .

والبيانات الأصلية ومتوسط درجات التلاثيات نوضحهـــا في الحدول التالي :

متو مظالئلا ثيان	مجموع III	مجروع II	ا مجموع I	الثلاثيات
۸) ۰	٦	٨	١.	`
۳*ر٧	٧	٦	4	۲
V	٤	٨	•	~
۲٧ر •	15 4 .	4		٤
7747	1	٣	\ \ \	•
۶ ۱۳۴	. *	•	•	٦
	٤	7		المتوسط

$$\gamma = \frac{\lambda + 7 + 3}{4} = \gamma$$

١ -- تعذف الفروق بين الطرق المختلفة وذلك كالآتى :

- . * توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل مجموعة .
- * لذا كان المتوسط العام أقل من متوسط المجموعة في هذه الحالة نقوم بطرح هذا الفرق من كل درجة من درجات هذه المجموعة :

وفي مثالنا هذا يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات المجموعة (I) إذا كان المتوسط العام يساوى متوسط المجموعة . في هذه الحالة تبقى درجات المجموعة كما هي وفي مثالنا هذا تظل درجات المجموعة (II) كما هي

* إذا كان المتوسط العام أكبر من متوسط المجموعة · في هذه الحالة نقوم باضافة الفرق إلى كل درجة من درجات المجموعة ·

وفى . ثالنا هذا يجب إضافة ٢ إلى كل درجة من درجات المجموعة (III) وهذا يمكن توضيحه في الجدول الآتى :

البيـــانات محذوفاً منهـا الفروق بين الطرق

متوسطالثلا ثيات	المجموعة ااا	المجموعة II	المجموعة I	النلاثيات
۰۰د۸	^	٨	٨	\
٣٣٠٧	٩	٦	Y	۲
Y	٦	٨	Y	٣
٧٢ره	•	٦	٠,	٤
Y 7C7	٣	٣	۰	0
1 276	0	٥	-	۹,
	*	7	7	المتوسط
Proprietor to an entermoderate and	MALE TO EST A TRANSPORT OF THE PROPERTY AND	1.2884.42888CROWNTA'S		

٢ — نحذف الفروق بين الثلاثيات

وذلك كالآبي

- توجد الفروق بين المتوسط العام ومتوسط كل ثلاثية .
 - * لذا كان المتوسط العام أقل من متوسط الثلاثية

في هذه الحالة نقوم بطرح الفروق من درجات كل ثلاثية

معنى ذلك أنه يجب طرح ٢ من كل درجة من درجات هذه الثلاثية .

* إدا كان المتوسط العام أكبر من متوسط الثلاثية في هذه الحالة فان الفرق يضاف إلى كل درجة من درجات هذه الثلاثية ... وهكذا

ويمكن توضيح ذلك بالجدول التالي

جدول ييانات . موضحا فيه الفروق بينالطرق
المختلفة مع ازاله الفروق بين الثلاثيات

متوسط الثلاثيات	مجروعة ااا	مجموعة 11	مجموعة ا	الثلاثيات
1	٦	•	٦	\
٦,	٧٢٧	۷۲ر٤	∨۲ر•	٧
٦	Y	٥	٦	۲
٦	740	7346	776	٤
•	۳۳د•	۳۳د•	٣٠٠٧	o
`	YF C ?	٧٠٠٦	٧/٧	٦
	٦	*	٦	المتوسط

المتوسط العام = ٦

و كما هو موضح بالجدول السابق بجد أن متوسطات الطرق و مدر سطات الثلاثيات كلما متساويه ومعنى ذلك أن التباينات لكل من الطرق والنلاثيات قد تم حذفها. ورغم ذلك نجد ان الدرجات كلما ليست متساوية والتباين الباقى هو فى الواقع خطأ التباين.

وخطأ مجموع المربعات يمكن الحصول عليه بواسطة جمع متوسـط المربعات الستة .

اى أن تباين الخطأ هوالتباين الباقىء دما تتلاشى التباينات من كل المصادر وهى الطرق والثلاثيات في مثالنا هذا ·

تمارين

(۱) كانت الدرجة المتوسطة لفصل مكون من ٢٥ تلميذاً هي ٦٨ بانحراف معيارى ١٠ في إحدى الفترات ، وفي الفتره التاليه كانت المدرجة المتوسطة ٧٧ بانحراف معيارى ١٢ فهل هناك فرق ذو دلاله بين الأداء في الفترتين إذا كان معامل الارتباط بين درجات الفترتين ه٠٠٠.

(٢) لذا ارتكب ثلاثرن تلميذا في اختبار هجاء مكون من ٢٠ سؤالا، ٠٥٠ خطأ بينما كان عدد الأخطاء في اختبار مشابه ٢٠٠ خطأ فإذا كان الإنحراف المعارى في درجات الاختبار الأول ٢، وفي درجات الاختبار الثاني ٣ وكان معامل الارتباط بين النتيجتين ٨٠٠، فهل الغرق بين النتيجتين راجع للصدفه ?

تطبيقات وتمارين

١ - ١ كتب مقالا مختصراً عن مراحل العمل الاحصائى من حيث اختيار موضوع الدراسه والمتغيرات في البحث العلمي .

۲ _ فيما يلى درجات . ه طالب في امتحان الرياضيات والمطـــلوب تكوين الجدول التكر ارى منها .

٥	٦	٦	۲	٦	٦	٥	٥	٦
٩	٥	٨	7	٦	٦	٣	٦	٥
£	•	Y	V	Y	0	٦	٦	•
•	٣	٦	٧	٧	٨	٤	٧	٦
0	Y	٨	٥	Y	٦	Y	٧	V

ج ـ حصل ه ه طالب في مادة عـلم النفس التعليمي على الدرجات التاليه . والمطلوب تكوين الجدول التكراري لهذه الدرجات

```
      79
      70
      70
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      10
      <td
```

س اخذت عينه عشوانية من مجموعه من الاطفال فوجداًن أوزانهم عتوزع كالآنى :

المجدوع	-40	-41	-71	-41	-77	-7.	فئات الوزن
1	4	12	77	٣٠	10	10	عدد الاطفال

والمطلوب مايلي

أ ـ تكوين التوزيع التكراري المتجمعالتصاعدي

ب - ۱ ۱ التنازلي

حــ أيجاد عدد الاطفال الذين تقل أوزانهم عن ٣٢

۰ - (« تزید « عن ۲۹

ه ـ ما العلاقه بين النوزيعين التصاعدي والتنازلي

٤ ـ أخذت عينه عشوائيه من ٥٥ طالب فوجــــد أن درجاتهم تتوزع كالاتى

										•
-44	-44	-41	-14	-7.	-17	-12	-11	-۸	فئات	
۲	٥	٧	Y	12	٨	٧	٣	۲	التكور	

أوجد المتوسط الحسابي لهذه الدرجات بطريقة الانحرافات.

أحسب المتوسط الحسابى بأى طريقه للتوزيع التالى .

المجموع	-00	_0 •	_ t o	- { •		_₩	نات
1	•	1 &	44	٣.	10	₽ \.	تڪرار

۳ ـ مینه عشوائیه من ۱۰۰ طالب وجـــد أن درجــاتهم تتوزع کالاتی

المجموع	-1.	-0.	-{•	_٣.	-Y •	-1.	فثات الدرجه
1		3 1.	۲.	40	40	٦	عدد الطلبه

أوجد مايلي : _

أ_المتوسط الحسابي

ب _ الوسيط

حــ المنوال . بأى طريقة .

٧ ــ قام أحد الباحثين في علم النفس بسحب عينه عشوا ثيه من طلبه أحدى.
 ١ المدارس فوجد أن درجاتهم تتوزع كالآتى .

	المجموع	-10.	-18.	-17.	-17.	-11.	-1	الفئات
- !								
-	١	Y	10	١٨	۴.	Y	1.	النكرار

أوجد مايلي : _

أ_ نصف المدى الربيعى

ب ـ المتوسط الحسابي

۸ ـ أخذت عينه عشوائية من طالبات أحدى الكليات فوجدان درجاتهن تعوزع كالآبى .

	-9.	-4.	-Y·	-7.	-0.	- ٤ •	الفقيات
							73 WARRING TO BE 100 TO THE TOTAL THE TOTAL TO THE TOTAL THE TOTAL TO
	•	17	77	44	17		التك ار
٠,							J. J

و جد ما یلی : _

أ ـ المتوسط الحسابي.

ب - الانحراف المعياري

ح ــ التباين

٩ - أ - تكلم باختصار عن خصائص التوزيع الاعتدالي مع ذكر بعض التوزيعات التي تتبع التوزيع المعتدل .

ب ـ أذا علم أن درجات مجموعه من الطلبه متوسطها هـــو ١٠ درجات والانحراف المعياري هو ٢ درجه

غاوجد

١ - نسبه الطلبه الذين لهم درجات أقل من ١٢ درجه

٢ - نسبه الطلبه الذين لهم درجات اكثر من ٦ درجات

٣ ـ نسبه الطلبه الذين لهم درجات منحصر بين ١٦ ، ١٦ درجه .

وذلك باستخدام المساحات تحت المنحني الاعتدالي .

١٠ أخذت عينــه عشوائيه من الطلاب وكانت درجاتهم في مادتى علم
 النفس وطرق التدريس كالاتى .

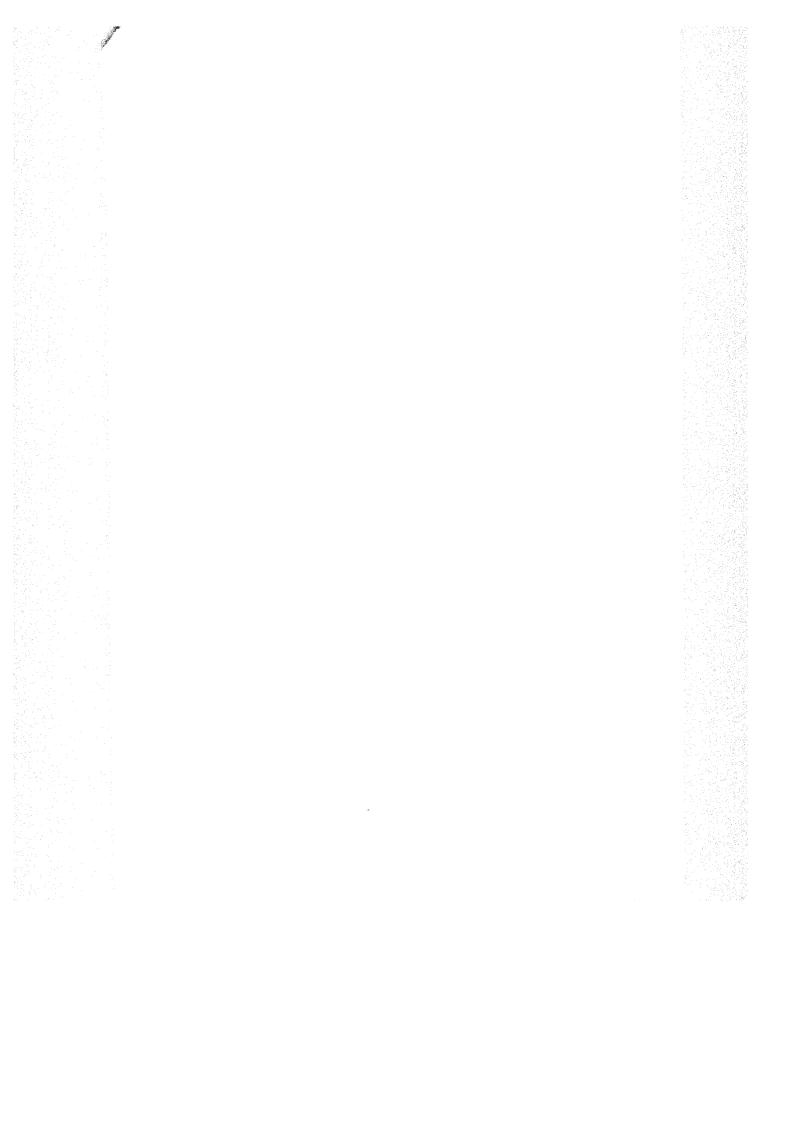
						H. A. C.
,	40	74	40	4 2	71	درجات ماده علم النفس
- 1		green and the second of				11 • 1
į	11	12	17	1 4	10	درجات طرق الندريس
			t .	ľ	1	The second secon

أوجد معامل الارتباط بأى طريقه تراها مع تفسير الناتج

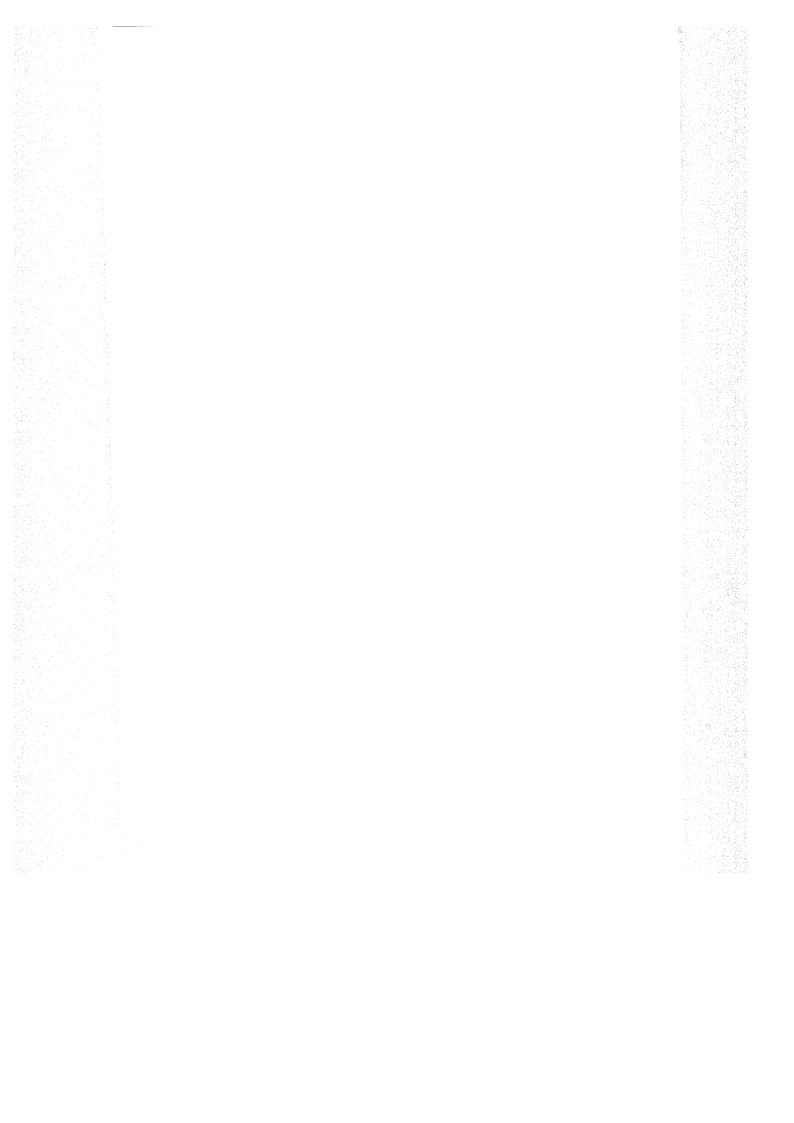
۱۱ ــ طبق أختبار القدره على التفكير الابتكارى على عشره تلاميذ مرتين.
 وكانت النتائيج كما يلى :

ی	ط	ح	ز	ا و		•	>	ب	î	التلاميذ
7	2	٥	Y	7	٥	٤	*	۲	١	التطبيق الاول
0	٦	٧	٩	٨	Y	7	•	2	٢	القطبيق الثاني

أحسب معامل ثبات الاختبار ثم وضح رأيك في النتيجه التي تحصل عليهه







الملاحق الملحق رقم (١) الجدول الأول جدول الأعداد العشوانية

-			
(A VY YV A)	T . A . 4 . Y . YA	•1 V• 44 £V 49	1
V. 01 17 0P 7K	15 71 To at 17 44		V - 11 4 - 1 4 -
77 70 77 AP 7A	TA 99 0A 29 37	47 Y · · A 17 A ·	
YY 33 A	VY . F FA VV 73	' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' ' '	74 17 20 21 71
VP 47 73 70 40		44 44 KA +4 44	70 AT 70 37 48
7	·V VA EV A. V.	11 16 . T TV 40	74 AE 77 77 17
·* ** 44 1- 44	41 +1 + v1 v4	4. TV To av	
A. AF IL .T. AT	AT VE PA EP AT		AT
77 77 2A AZ TI	TA T. 4T 4V	17 41 14 TY VE	11 11 JF - 4 14
	FA VA TT VE VS		A YA AR AR IA
	TA 40 00 A4 VO	1	77 11 AA 11 17
1		4	77 47 10 VE VE
7 14 Ye 44	. V TA TR TI A.	79 · 1 77 · 7 A .	TO EA OT TY AT
AT AP-PS AV CA	11 AV FF 80 0F	77 17 7A VE	A) AT Y1 04 .A
10 98 79 WV 74	A9 .F A. 9. AY	· 7 A 7 2 7	TE AS TO TE
* 1 47 . • 14 44	VI .V -T 71 74	74 T. OV 11 .V	
	VA -7 70 7	P3 1A P7 77 0A	V\$ 17 48 88 87
•	· ·		× · · · × · · · • • · · · · · · · · · ·
	11 13 08 .7'.	.1 1. 7. 99	77 0X V V0 0F
77 73 PO A7 77	12 09 77 7. 1.	TV 88 A7 09 VA	£7 02 ·· £0 03
12 44 48 44 44	14 49 43 90 14	22 T1 0A 12 VV	17 92 77 97 ev
44.A1 14 TH 4V	10 21 ET. OA E.	47 77 11 VY VY	TO TO TO TA 12
11 14 17 17 17	02 YT 02 TT' 00	77 43 77 70	7 V9 07 07 07
1	İ	1	
18 VY 95 77 17	AP EA PE PS PV	. 7 77 42 40 61	11 17 13 VP 17
* * * * - *	77 .7 77 41 70	. V 14 78 A. 97	77 17 74 EE
7A 1. V. 14 44	7 4 70 1 - VP 71	10 SA PY SP PA	29 21.90 40 10
77 77 77 77 77	77 VE TE TV T4	7A 071 12 7V 37	77 71 -1 At 77
	17 E+ +4 77 E7	71 71 77 7V -Y	
1			te ar va ro sy

تا بع الاعداد العشوانية

			•
,	´	1	
4V AY 1. 0. At	1. 01 14 77 87	77 4A +7 BF TV	-2 /1 11 11 VI
17 77 00 77 AD	78 48 88 1A 07	129 AT 12 3A ET	18 41 .L o. EA
4V 7A 72 01 A4	** 41 04 VY 0A	77 17 VO -W TI	40 A4 44 46 46
73 4- 77 VA . 1	· A 12 12 73 10	VT 78 33 F0 FV	- 10 42 El 42
1. 70 07 ·V ·0	TT PT 31 T3 AT	40 44 11 44 42	LE TI LL . F AK
00 01 A1 YE	17 70 81 VV 0.	12 84 22 82 25	
7V TA .1 17 TT	01 07 VV 7 VI	19 77 F 1 PA	
77 10 . 7 V3 77	+V 15 4A 1A 3A	04 77 77 45 %	
73 .0 17 0. 27	14 11 11 01 AY	97 .9 30 34 47	
TT .9 V9 YA AV	11 17 41 77	19 . Y 18 WY	As 37 to to tr
••			
V\$ 71 17 · A &V	10 17 00 A3 VI	ON 19 14 -4 45	70 4. 11 41 78
+ + · y * A A A & 4 ·	V4 A0 49 NA 1V		74 VA AX "7 -F
** ** V4 Y7 T*	99 79 97 .7 90		3. 46 44 65 AF
8 · · · · · · × · · × · · · × · · · · ·	17 . 40 . 1 97	PV 71 18 85 V4	
14 17 17 10 14	1 A A NA TV	74 10 34 43 AT	AT IV PO AN TO
4. 31. 17. 12. 4.			
19 01 10 T. 11	7x 77 14 78	VI 17 70 19 67	44 4 4 4X 1V
V0 V7 44 37 70		VO 14 44 1- AE	44 70 V4 VY AT
33 TV \$A IP II	1	l l	+* +4 A7 ++ TV
Y7 +1 49 74 77	1 '		4 . 44 47 ET ATE
YY 11 11 77 01	1	•	-4 4V 40 AT AC
11 10 00 11 01			4
%Y" VI YO 3A 4Y	V7 1V 40 4A AT	. 44 A3 28 64 BA	12 TV 44 TO OA
45 17 10 17 17	1	TE VA ER EV TE	THE SE EV SE SY
	AZ 10 11 AA 0	VY 11 27 VE	44 40 0. AT 4V
N V Y D A V C C V D	1 40 FZ 1F VI 4	41 -4 44 24 -5	10 10 10 10 Pe
• A • A • A • A • A • A • A • A • A • A	L	1 .4 .4 Ye AZ WY	-1 42 00 FO EF
•			
3		1	*

تابع الأعداد العشرائية

** ** *1 3# A*		
1 1 1 EM EN	W- OF WE SA WE	MY OR I+ OL LA,
1 4 4 4 1 1 4 4 3 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	## ## ## ## ##	A. of ev WP PH
TE NA CO AN ST	TE AT TW TE AT	27 12 12 10 17
47 40 27 14 4V	NE SK EE -4	18 08 - 8 24
17 28 77 22 77	TE MA ON TH WE	W+ WV 42 03 VZ
45 48 · V 41 4X	VN -# #- 3# #F	7. Ft .7 AF WE
1. 14 V: 10 44	on th⇔ አለቁ ቁ⇔ ∴ለባ	THE FE WE WE
A4 40 99 67 TV	14 NW -W 2- 77	TH WA SO TH AT
Ve st As a. V.	77 41 -7 44 1 71	MA Va 15 75 50
Et WE AV 17 +0	V-M - M M M	77 64 14 15 42
3		
35 87 78 VA A7 3	7 · 10/20 · 11 € - 1 · 1 · 1	11 1V AP 71 PS
. T 83 TA T9 T9	<i>የነ ነዋ ጫ</i> ሠ ዝ ው ማለ	97 1 1 17 1/1 49
27 E- 40 09 11	to the an At an	# # # 14 T1 . *
15 24 05 LJ - L -	10 71 VE W. B. OV	74 10 A4 71 17
13 +X +1 1V 11	17 -1 7- WA 50.	TV 71 74 1X VT
	,	
CT IN ON NA LY	· 4 14 14 . A · 4 V4	·# +4 TY 47 TY
,		V9 on 9# %% the
AS NY 17 AL -1	77 7A AT SV 33	77 79 W7 48 32
-2 01 A0 VA LA	· • * • • • • • • • • • • • • • • • • •	V9 41 T1 AT -T
70 75 40 70 01	14 47 78 48 44	1V 4+ 4V 1: TT
34 AA VY P- EA	01 71 77 19 10	70 97 77 07 17
11 41 A1 .0 1V	79 77 87 F. 01	77 9V 22 -1 00
10 42 27 27 4.	10 77 77 07 11	90 -7 05 7 12
38 1- VE A4	17 T. J. VY to	V+ 14 T4 T7 T7
15. 8- 91 17 41	14 PF WE VE AS	5+ 'A1 41 17 TV
	** ** ** ** ** ** ** ** ** ** ** ** **	## 3# W# ## ## ##

تابع اعداد العشوائية

_				
	l		1	_
* 1 *	T &Y YF AT	AT 10 A1 E0 11	TT TT .T 1. 47	1 +1 TV 77 +1
1 t 7	1 47 77 28	70 0V 71 V0 V7	V: 44 V+ V+ #A	44 AE 02 11 0A
43 4	4 14 AT 49	#Y 44 .Y .Y #4	VI 19 71 77 1.	21 11 co Pe 33
TO 1	17 19 -4 71	18 . 4 44 41	14" 01 19 49 10	- * 4. 4V 1V .E
4. 1	17 VZ E1 EA	1 V1 14 44 VA	40. 44 4A 44 YO	47 48 47 +6 VE
** *	71 7A 1F •1	. V. 41 . TT	VA VA 4A 4A 41	tv vt 11
41	A	** ** ** ** **	V4 A4 ET V1	·1 81 67 77 V·
T A 6	. 10 07 00	V7 -4 to 47	77 22 97 -9 YA	4A 1V .T
• V - V	AP 74 03 3V	** ** ** **	77 -7 44 17 4-	V. VIV VI AV
10 1	LA 42 TV. 40	47 77 04	·1 22 20 11 20 3	47 -4 47 08 7-
				•
* ^ 6	07 17 01 Po	75 6. 2. 66 74	71 V1 15 17 -F	** F. ** VA 3F
• ٧ /	11 17 AV 7A	15 44 YY YE	70 77 77 47 67	44 -+ 44 48 ++
10 /	41 07 17 TA	78 44 78 44	4. VE 40 ET TA	+ 44 44 4+ 4A
• • •	££ AV 4A 1V	** 1x ** · * **	A7 44 21 ~V 18	10 42 44 40 .1
14.	rr •v 14 TT	70 48 · 1 AA 17	ለነ •ን ንዩ ቀ ሮ የ•	74 44 44 14 14
	17 0 A VV 47	*1 YY 44 V* YE	74 TF -1 PY 6V	•
	7	** 14 . 11 11	A4 +1 11 +T-TV	44 44 44 44 44
	04 11 4V	47 04 VE 00 EJ	AL A	•••
•	· 1 YV • 0 to	75 77 77 41 .1	. 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4 4	44 44 41 17 55
11	· 7	14 . f AJ L JA	t. At At 1. 04	14 4+ 1+ AJ ++
	17 YE 18 YV		1 A. 4V a-	74 70 EV A1 TE
	*! {Y {V } {Y	!	· / 44 · 4 44 • 4	48 48 44 41 48
	AY AI IA IL	£V 4V £4 4+ 11	49 TY 1+ TA TT	70 27 V4 4. ET
	Y	i	V- 40 TY -1 X-	1A •• 17 VI VI
77	1	** *! AL 1* ··	-1 14 TF V+ CT	44 24 44 44 44 44
		J .	•	1

المساحات أسفل المنحني الاعتدالي (كنسب من المساحة الكلية) بين انحور المتوسط والمحاور على أبعاد معيارية مختلفة سه

ملحق

-	***		×14.	72.10			111	77/	4144	. 1 > 0 1		∀	3777.	. 1 ^ \				<01	70 4	خا
		````	7517	7744	, ۲۸1.		<b>*</b>	1110	ナン・ユ	. 7 ^ 7 7		•	. 414.	1361	, 12/.	, 1 1 1		. < <		\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \
×12.2		`	- Y3/3·	`.T.	. P.V.P.	, T 9 V V	-	1 .	.Y.Y.	3644.	1.421		. ¥ 10V	.1.					779	-<
1.22.	, , , ,		.6141	77.64	, <b>* ' ' ' ' ' ' ' ' ' '</b>	,700%	,11,0	•	7.01	31.11	3037,		* * * *	. 1 4 4 4 1					. 44.	
2742	01.12			33.77,	. TVT4	.4041	. 7		7.77	TVTS	.7277	:	<b>(</b>	. 1 / 41	. ) ۲7/	· • ^ \	ن م م	•		٠
. ETAT	,2701	•	•	,4440	, TV74	70.>	. T T T 2		. 7	. YV • 6	. 4474	. 7002	•	. / V · ·	.1441	9 % .	. 00 <			
, £ 4.V.	1413	7		7.4.	, TV . >	.TEA0	. TTTA		<b>4 4 4 4 4 4 4 4 4 4</b>	7777	. 4404				1797		٧١٥٠٠		. 14.	7
,2404	7277	11.0%	` ;	. ***	. Y 7 Y 7	, TE 7.	.4414		۲ ۲	73FY.	. 4445	.19/0		. 1 7 7 /	. 1 7 0 0	. ^ / / ·	٠٠٤٧٨			. 4
,2750	٧٠٨3,	~~~~		4 > 4	0 L L M.	٧٦٤٦.	.T1/0	.141.		. 4 4 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1 1	. YYO,	.140.		- -	.1414		. × × × ×			:
1443.	78137	74.3	71.75	٤ ^ •	73.7	72.77	- ¥ 10A	. ۲۸۸۱		<b>70</b> >.	. 4404	.1910		<u> </u>	. 1 \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \					•
7,0	7,2	7,7	1,1	• ;	<u>-</u>	ī	ھ	· >	. ;						· *		·	•		

تابع - ملحق م

<u>.</u>	<.	<b>&gt;</b>	:	٠	*	\$	<b>.</b>	-	•	
6 2 6 3	0103	10.0%	1010	0.03.	0 6 9 3	37.33	3/33	1.000	2033	•:
11.4	6779	1117	V	4603		* C 2.1	ive:	3.603.	3003	<i>&gt;</i> .
· · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	444	1111	1473	۲۸۲3.	1717.	91 F 91	F 0	437	1313	<u> </u>
\\\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.\.	11.	7.6 × 3.	• • • • •	17.75	1. VT.	11/3:	14/3.	8173	1173	-; -
Y1 <b>43</b> ,	1143.	۲۰۰۷	7. V3.	* <b>* * *</b> * * * * * * * * * * * * * * *	7673.	٧٧٨ <b>;</b>	* V V Y	٧٨٨٠٠	1 AAA	1
	3673,		.171.	* \$ V \$ .		3443	: , , ,	1773	12V3	-
; 5	λνν;	\$44\$	( VV 3	YAY ;	0 / X/3.	17.17	Y, V;	3.V3.	1143	<b>&gt;</b>
616	4175		4.63	1.43	97	· · ·	\$ A.B.S.	15.7.4.5.	2649	<b>1</b> ,
-	3773	7763.	1773.	4 4 4 3	>>	0 7 9 3	<b>*</b>	*	V1 > 3	۲,
1013	100	6 3 6 3	V\$63:	1360	0343	1363	41	. 1, 9 1	£47.4	۰, ۵
7,7	7673	7.44.	143:	1643	406	1000	1.407	006:	1043	, .
***	1/4	À A 6 9 .	1443	· ^ ·	4	< r	71.63	1163	67.9	<b>≯</b> °
1445	· \$	) \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	\ \ \ ;		***		: 47.	07.93	3 A \$ 50	<b>★</b>
	144	9443	. 440	3443	3 V .	2444	, 4V ¢	7 A A 3.	1443	<b>*</b>
	· 1		ı	1			!	1	44V	!
 			1	1				: <u>-</u>	1.997	9. 1
		er reservan	!	-	1	ł	i	,	6663	1

المجاور أسفل المنحني الاعتدالي (كنسب من المحور المتوسط ) على مسافات معيارية متباينة من المتوسط إلىجاور أسفل المنحني الاعتدالي (كنسب

	. YAY. OYAY.	- TTAO - TTEO				1,000,					·	<del></del>			MATI MATA		`.
٠ •	. 7417	. 444.	. FA 17	3133	33.0.	1320.	178V	, TA84	VET0	. V44.		301	1771	1327	٧٥٨.	1466	
<b>*</b>	. 7777	7220	7411	1403.	.01.4	٧٠٧٠.	. 17. >	, 10.4	.Y84Y.	73.6	.>06.9	, A 9 9.7	.4575	.4774	.9,00	1466.	ر اد
4544	· · · >	7240	٠٢٠٠.	. 204	1210.	1740.	75.41	.7 6 7.	. Yo ! A	> • • • • • • • • • • • • • • • • • • •	.>047	74.4	.48.7	1919	1	.44//	•
	, T. 00	,7067	٠٧٠٤	1443	.0777	,017	1274	٧٠ ٧٧	۲.	×31.6×	7324.	. AV V P.	76.74	.4417	.44.7	1998	
. 43.64	・マン・マ	.4044	.E174	797.3	.047)	.000	16.44	۲۸۰۷	1.6.5	٠, ٨٢٠٠	, A 7 A .	.411V	.484.	AVES	.4417	.9997	
	.410.	131T	.21/0	,673,	1340.	3350,	.100.	3017.	.٧٧١٧	1017	٠,٨٧٣٥	.4104	40:	,4741	.197^	,999%	
. 444	· 114×	,44.1	. 272.	.64.4	.08.1	٠٠٠٠	.141.	. ٧٢٠٢	,٧٧٧	, Ar. r	۱۸۷۸ز	39196	,1071	7448,	,112.	1,	
	7377	,404	,2797	,£^7^	11.30	.7.70	,444.	7777	۷۸۲۷	,\ror	.^^٢0	,9841.	,40%.	7.44.	.440.	1	:
- بر	1,0	1,5		1.4	1.1	- - 1	حر	*	· <b>·</b>	; .a	• , •	· ·	· , •	· .	ر: د:	<i>:</i>	

تابع - ملحق *

	· >		•	*;	•		•	•	
	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	4170	7717.		8444	VATT	\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\\	\ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \ \	
V. /\.		1444	r. V.	., 77	1476	•	3361	* * * * * * * * * * * * * * * * * * *	: <
131. 1.31.	1.431	0131	3631.	1.01.	100	3401	97.	945	-
	<b>3</b>	V 11.	***	V371.	37.			101	
		· > .	164.	1	0	>0.			
	<u>;</u>	٧٨٨٠		•	レンマ・	, ov.	· //·	• \	- >
*** PY0.	ŀ	\L\.	111.		* 1 .	\\.\.	***		
	<u>.</u>	• ٤٧٥	<b>*** *** ** ** ** ** ** *</b>		***	0 10	< 3 0 ·		· >
	<u> </u>	٧٨٠.	YAY	>64.	>:	V13.	3 .	1	. ·
	<u>۔۔۔</u> ۲	164.	4r 4r >-	> <b>!</b>	0	1 h h	1		- »
12.	-	****	٠.۲۲۸	344.	137.	>3 h			<u> </u>
	1-	\\\.\.	¥ ^ 1 · ·	× 1 / v	١٧١٠	· · ·	, 1		- *
	<b>&gt;</b>	٠, ١, ٢	¥ * 1 · · ·	1.	ì	131.	031	¥ 3 1 ·	< <b>←</b>
1		1	ı	1	1		1		•

ملحق - ؟ جدول المربعات والجلمور التربيعية للأعداد ١ - ٢٠٠

لحذر الربيعي	المربع أا	العادد	الجاء التربيعي	1 -	1	1		******
	-		3 :: )* ,	المربع [	2.12	بلحاء المربيعى	المربع   ا	العاءد
V,111	17.1	١٥١	044	777	77	1,		
V.***	77.5	٥٢	0,197	VYA	TV	1.212		'
V. <b>Y</b> .A.	71.4	or	0.797	NA:	TA.	1.177	9	'
V.Y\$A	7917	٥٤	0.77.0	13/	19	Y	117	"
V.\$17	7.70	٥٥	e.tvv	۹.,	7.	7.777	10	0
٧.٤٨٣	7177	٦٥	9.671	971	۲,			
V ss.	7729	ارد	9.7aV	1.75	77	Y. £ £ 4	77	7
V-717	rr7:	٥٨	٥./١٤٥	1.49	rr	7.727	29	V
1.741	7:11	٥ ٩	0 11r	112	r:	7.77.7	1 75	1
ViVta	77	٦٠	e 917	1445	10	r r.17 <b>r</b>	1	1 .
۷.۸۱۰	TVYI	17.	٦	179-				
٧.٨٧٤	TARE	٦٢	7. • 17	1279	17.7	r r1v	171	11
٧,٩٣٧	7979	71"	7,172	1222	171	٣,٤٦٤	122	1.4
۸,۰۰۰	2.97	71	7,720	1071	TA	r . 7 . 7	179	١٣
Υ <b>Γ•</b> .Λ	2770	70	7.770	17	۲۹ : ۰	#,V <b>&amp;Y</b> #.AV#	197	1:
۸,۱۲٤	1073	77	٦,٤٠٣					,-
۸,۱۸۵	22/4	77	7,814	17/1	٤١	<b>2</b> , • • •	707	17
۸,۲٤٦	2772	74	7,007	1775	٤٢	٤,١٢٣	7/19	17
۸٫۳۰۷	1771	79	7,788	1889	٤٣	2.727	445	14
۸٫۳٦۷	٤٩٠٠.	٧.	7.٧٠٨	1987	٤٤	8.509	177	11
	•		1.7.7	7.70	١٥١	£,£VY	٤٠٠	۲.
٨,٤٢٦	13.0	٧١	7,7/1	7117	٤٦	٤.٥٨٣	121	ν.
۸,1۸٥	0145	VY	٦,٨٥٦	77.4	٤٧	٤,٦٩٠	٤٨٤	*1
۸,011	9414	٧٣	7,974	44.8	٤٨	£,V97	019	77
۸٫٦٠٢	25/7	V£	٧,٠٠٠	72.1	٤٩	٤,٨٩٩	077	۲۳
ا خروره	0170	Vo	٧,٠٧١	Yo	0.	0,	770	Y &

تابع ــ ملحق ؛

الحذرالتربيعي	المربع	العدد	الجذر التربيعي	الربع	االعدد	الجذر التربيعي	المربع	الغدد
11,740	1007	177	1.,.0.	1.4.1	1.1	۸٫۷۱۸	7776	77
11,779	17179	! .	! '	1 . 2 . 2	1.4	۸,۷۷۵	0979	٧٧
11,718	1777£		1.,189	1.7.9	١٠٣	۸٫۸۳۲	3٨٠٢	٧٨
11,40	17781	'	10,194	1.412	١٠٤	۸٫۸۸۸	7781	٧٩
11,6-7	179.	l .	1.,727	11.40		٨,٩٤٤	78	۸۰
•			1					
11,227	17171	141	10,797	11777	1.7	4,	17071	۸۱
11,841	14575	1	1.,728	11889	1.4	4,.00	7775	۸Y
11,017	14144	177	10,797	11772	۱۰۸	4,110	744	۸۳
11,017	IVAOT	148	1.,88.	11441	1.9	1,170	٧٠٥٦	`\1
11,719	14770	100	1.,500	171	11.	9,770	VYY0	۸٥
	14897	, 44	10,047	17771	,,,	1,778	V <b>44</b> 1	٨٦
11,737	1	120	١٠٫٥٨٣	17011	i	9,440	7079	
11,7.0	14.55	1	10,77	17779	i	1,77.1	VVEE	1
11,787		1	1.,17	17997		1,272	V471	ı
11,V¶• 11,ATT	147	149	1.,٧٢٤	17770	١.	4,644	۸۱۰۰	1
(1)///	' ' '	'	,,,,					i e
11,478	111	121	1.,٧٧.	18507	111	9,079	AYAN	11
11,417	7.178	ŧ	10,817	18774	117	1,097	AETE	44
11,401		1124		14418	114	9,788	137A	17
17,	7.77	ì	10,909	18171	114	9,790	777	98
14,• £Ý		120	1.,402	188	1.4.	1,757	9.40	10
							1	
۱۲,۰۸۳	1171	1 127	11,	12721	141	4.744	1717	17
17,178	1	184	11,. 80	1811	177	1,889	18.1	14
17,177	719.	1 121	11,.41	12174	175	1,411	17.5	11
17,7.7	777.	1 129	11,177	1277	178	1,40.	14.1	11
17.727	770.		11,14.	1077	173	1.,	1	100

تابع ــ ملحق ٤

الجذرالتربيعي	المربع	العدد	الجذر التربيعي	المربع	العادد	الجذر النربيعي	المربع	العدد
17.77	41097	147	17	79751		17.744	771	
18.770	72979	MAY	18.110	19018		17.774	771.5	
14.411	23202	1.7.1	14.104	79979	۱۷۳	17.779	745.9	,
14.41	2011	1.19	14.141	4.417	175	17.21.	1411	
14.771	471	14.	14.44	۳٠٦٢٥	۱۷۵	17.20.	7: . 70	
١٣،٨٢٠	۲٦٤٨١	191	18.877	T.9V7	177	17.29.	V	
14,401	41715	191	17.7.8	4144		17.07.	72777 757 <b>5</b> 9	
18.74	41.484	195	17.727	41775	- 1	17 21.	7:975	
14.444	41747	19:	18.864	77.51	1	17.71.	17767	
14.418	44.40	190	17.817	rr:		17.759	727	
11	F13N7	157	11.202	<b>T</b> T T T T	VII	17.7.4	 	,
18.077	TAA.4	197	17:291	rr . 7:	1	17.171	77725	
11,.41	444.5	144	14.017	TT2/19	117	14.555	77079	
11,1.4	441.1	199	14,020	77.107	14:	11111	***	
18,187	<b>t</b> · · · · ·	۲۰۰	14.2.1	2173	140	c 3 A. Y I	17770	
			į			17.7/2	7007	177
1		ĺ		ļ		17.47	77774	
	٠.			ļ		17,971	3777	
						17,	11007	179
						1447	719.	١٧٠

1	1	( 3/1- 5	1 11/11	****	<del></del>
\$27.11	227.40	الرية	- /	447/.40	ر ۱۰۰۰
eld (()	اه الم	Y 3	ريز شك	ه ٪ خك	الحرية   ان-1
				/	\ <u></u> -
1,:17	• . MAA	7:	١,٠٠٠	.,٩٩٧	,
#51AY	٠,٣٨١	70	.,,,,		, ,
#,1VA	٤٧٧.٠	Y 7,	1961	• , 5 Y 5	7
•,tv•		TV	1,91V	, 4.1.1	,
٠,٤٦٣	1 - 7	1.5	PAN:	· , v a t	
r & \$ . ·	., ٧	* 44	., 17:	.,٧٠٧	
1,111	. * . *	1 .	., , 9, ,	.777	v
11.	* * t .	1 =	1.773	.777	Α.
. 444	1.8 1	(		۲۰۲,	1
· . * **	1,115	1.4	N. Asya	۲۷۹۰۰	١.
* 07, *	* . * 5 *		33.6	٠,٥٥٢	11
	* , * & .		,,	٠,٥٣٢	17
•;٣•٢	• , 1 4" 1"	,	1.781	.011	15
,444	., * 1 7		- Tree	1.1.4.V	1 12
٠,٢٦٧	٠,٢٠٥	۹.	49.00	* , £ 5. *	١٥
· , ۲ o t	• • • •	1	1,24.	·, t \ A	17
., ۲۲۸	*, \V:	170	,0 v a	.,107	17
۸ ۰ ۲ ٫۰	٠,١٠٩	10.	.,071	.,111	۱A
•,141	٠,١٢٨	۲۰.	.,029	-,: **	19
٠,١٤٨	-,118	4	-,orv	.,: * *	۳.
.,114	٠,٠٩٨	1	.,017	.,: 14	۲١
.,110	.,		.,010	· , t · t	**
•,•٨١	٠,٠٦٢	. 1	•,•••	., 417	**
			[ `		

الملحق رقم (٦) الجدول الثانى و جدول ت ، مبوبة طبقا لاحتمالاات ( ح ) ودرجات حرية ( ن ) معلومة

•••	•,••	•,••	٠,١	١	٠,.٠١	•,••	••,••	• ,1	2/2
<b>7,</b> ,,,	۲,•۱۸	τ,	1,771	*1	18,700	<b>*</b> 1,411	17,7.3		5
۲,۸۱۹	۲,0.8	Y, . V :	1,717	**	. 4,410	7,470	1,7.7	7,718	ĭ
٧,٨٠٧	1,0	1,.14	1,416	77	4,41	1.011		1,91.	۲
7,747	7,141	r, - 7 t	1,011	71	1,3 - 1	T, V : V	7,117	7,707	٣
1,040	Y,1 N.	۲,٠٦٠	١,٧٠٨	70	2,. 41	T, T 1 •	7.447 7.041	7,177 7,110	ŧ •
¥,vv4	T,1 V4	7,007	1,7.7	77	۳,٧٠٧	r,18r	*, t t v	1,467	1
1,771	7,174	Y, Y	1,4.5	77	r.144	Y,94A	7,770	1,44.	v.
4,414	1,177	T, - 1 A	1,4.1	7.4	7,700	7,497	7,7.7	1,43	-
<b>T</b> ,v•1	7,177	1,.10	1,111	71	7,70.	7,471	7,777	1,000	۸
T, V . ·	T, t 4 V*	7,- 27	1,747	۲٠	7,111	7,772	7,774	1,011	5 -
<b>T</b> ,v <b>T</b> t		۲,۰۳۰		۲.	٣,١٠٦	۲,۷۱۸	۲.۲۰۱	1,747	1.7
Y,V•t		Y,•Y1		4.	4,.00	7,17.1	Y, 1 V *	1,000	17
۲,٦٩٠		4,.18		10	4,.17	4.70.	۲,۱٦٠	1,544	.17
*,778		۲,۰۰۸		••	7,400	4,771	Y,150	1.03:	1 2
7,778		٧,٠٠٨		••	<b>r</b> ,4 v v	7,772	T, 1 t a	1,000	1 8
۰,۲۲ م		٠,٠٠٠		١٠	<b>r</b> ,4 t v	7,7.7	7,171	1.005	10
7,784		1,552		٧.	7,471	7.470	۲,1۲۰	3 37 6 7	17
7,746		1,44.		۸٠	Y,A9A	Y, # 7. V	۲,۱۱۰	1,7167	
7,777		1,444		۹٠	TANA	1,007	T,1 - 1	1.71	1 V
1,171		1,588		١٠٠	Y,411	1.079	7, 19	1,47;	1 /4
1.077	7,477	1.41-	1,710	∞ ∦	T, A t o	T,0 TA	r, ·	1,574	14

الملحق رقم (١) الجلول الرابع الجدول الرابع جدول الحصول على قيمة كا " المبينة بالجعول بطريق الصدفة

15				<del>,</del>	ע	اابين الكار	حر بة انت	هو حات						
45 P.C.	14	11	1.	1	^	٧	١ ١	•		۲	۲	١ ،	ت حرية المائية	
,40	۲,0۲		Y,4 * Y,4 t				Y	3	7,13 2,-4	7,72	4		10	
,,,,	۳,۸۰		,				7,500			`	•		3	
,40 ,44	4,4A 4,74			1		4,4- 1,41	1,TT	1					١٠,	
,9 o		T. & C		7,0±	۲۰۵۰ ۹ ۲۰۸۹		7,¥4 1,7·	1				£,#¶ ∧,⊌¶	17	
,40	Y . Y A			د ت ۲								1,20		
,44	1 10	r y	۲,64		<b>"</b> ,∨•		1,11	t 3##£		0,14		۰ €, ۸	1 V	
, * •	<b>7</b> ,71		7.11 7.01	1 2	,	τ, ε Δ τ, λ ε	₹, ₹ ₹ \$ , = \}		7.24 4.04			19# \ ∧94 ∧	-14	·
,* •	۲,۳۱			۲.:۳		1 1						· 1	143	7. 4
	Y. T .	4,47 4,41	7,19 7,70	- 1			Y,91		¶,•• T.⊊∨					
7.4	7,11					,				1,41		۸,,٦٠	' '	2
,* a	7,70 7,14	4,44 4,44	7,87 7,81				7,64 7,81	•		۲,۰ <b>۱</b> ۱,۸۷		1,4°7 1,0°7	* 1	1
,,,	′ .	Y, T %	1				Y,o d			٣,٠ ه			**	
,,,,	7,17					v 4			2,51	1,41	۰,۷۲	v,1 t		10
,11	7,7 ·	7,7 E 7,4 E				7, t o 7, a t		7,78 7,48		t,v1	4,24 4,77	۲,۲۸ ۷,۸۸	7.7	
,9.0 ,9.9	7,1 <u>4</u> 7,14			7,7°	4,47. 4,47			7,27 7,41	Y, YA	7, 1 1, 7 T	۳,٤٠ •,٦١	1,77 V,47	7.	
,1.	7,17			۲,۲۸			7.69	۲,٦٠				1,71	7.0	<b>1</b>
,,,,	7,44				4,51			Í	1,14	1,44	*,**	v,vv		1
,,,	7,10 7,47		-	7,7V 7,1V			7,1V 7,19	7,09 7,67		4,4A 1,41	*,*v	2,77 7,77	77	i

# تابع احتمال الحصول على قيمة كا المبينة بالجدول بطريق الصدفة

,		<del></del>					
در جات		إحيال الحصو	ل عل قيمة كا	المبينة بالج	ول بطريق ال	مدنة	
المرية	٠,٣٠	٠,٢٠	٠,١٠	• , • 3	•,•*	٠,٠١	٠,٠٠١
	V, · v t	1,727	Y, Y + 3	7,1.1	0,817	. 1,110	1.,4 **
۲	1,8.4	7,719	1,	0,441	V, A T &	4,71.	18,210
r	17,77.0	1,717	7,701	٧,٨١٠	4,577	11,710	17,771
•	t.Aya	0,414	V.YY4	1,200	11,774	17,777	11,570
•	3,136	V. * ( 4	1,177	11,.11	15,544	13,087	, <b>* • </b> , : <b>• •</b>
٠,	y, re1	Λ,24Δ	10,750	17,000	19,088	13,018	TTIES
v	0.707	4.500	1714	11.057	17.774	33,452	T1, TT
Α	4,072	11,	15.557	10,000	13,175	1	17.11.
•	4.,.07	15,517	1::51	17.414		**.555	**,***
j.	LIVAT	17,117	10,550	17.50	•1,171	rr. <b>r · 4</b>	¥4.0AA
11	17.554	11.771	17.1.5	14.740	17,716	Tt.STa	*1,171
18	11:11	10,417	11,011	11,.11	Y t t	17,517	K 1 ' 4 . 4
15	10,114	17.4%	14.4.4	**.*:*	Y 2 ; 4 Y	* . *	<b>₹</b> 1.2.₹ 1
1.5	10,777	- 15,101	7:,-*:	40,700	77,597	131,721	T7.177
, 3	17.77	13,711	17,714	*1,445	YA,504	1.011	T1,191
12	11.215	3 - , <b>1</b> 7. a	77.017	* 7, 8 4 7	179,288	T	T4.T2Y
17 1	14 = 11	11,715	11.554	15.245	8.,440	77.2.9	1 - 1 9 - 1
14	1.,5.1	77,77	T0.554	41,454	**,**	T & . A . 0	17:51
14	Y1,534	17,9	77,7.1	r.,112	TT.3AV	77.141	17,570
7.	* * * * * * * * * * * * * * * * * * *	10,.71	TA,:17	V1,11.	r=,	LAioss	23,513
71	**,404	17,121	11.110	77,771	77.717	<b>7</b> 1,477	13,745
rr 1	11,171	77,711	4.114	TT, 1 + 1	47.204	11.73	45,755
77	17,014	11,214	88,000	T > , 1 \ T	TA,533	11,774	15.545
71	17, 11	79,007	rr,141	T7.110	2 - , 7 % -	17.4.4	01,174
10	75,157	۲۰,-۱٥	41,274	YV,721	11,077	1:,71:	67,77.
71 [	¥4,713	r1,510,	Y0.07,7	<b>r</b> A,330	101,13	14,7:1	0:, • • ٢
TV	r.,r14	77,417	T 1,1:1	1.,117	11,111	17,477	**,177
TA	r1, r41	r:, ·r.	TV.417	11,777	10,119	44,714	C 1,497.
74	rr, 271	20,129	74AV	17,000	27,797	11,0AA	01,7.7
۲.	rr, or .	77,700	21,707	17,717	17,477	**, 4 1	04,747

تابع جدول احتمال الحصول على قيمة كالا المبنية بالجدول بطريق الصدفة

در حات		إحابال الحصو	ول مل ثربة كا	المبينة بالجه	ول بطريق ا	مافة	-
الخرية	٠,٩٩	٠.٩٨	۰,۹٥	٠.٩٠	· de angle alternation and reside	•.5•	•,0•
,	,···\av	, • • • ٦ ٢٨	۲ ۹ ۲	1 0 5	.,.7:5	• . 1 2 5	• , ! = >
٠,	,	, • į • į	,1-5	, ۲۱,	1.55.	,	1.587
٦	,110	,144	707,	, a A t	1,100	1.171	1777
Ł	, ۲۹۷	, 114	,٧١١	1,.71	1,724	7,192	T, Tav
•	, e = £	,> = 7	1,110	1,41.	۲,۳:۳	۳,۰۰۰	1,701
	٠,٨٧٢	1,172	1,7.00	۲,٣-٤	۳,۰۰۰	4,444	۸ ۱۳. ۵
v	1,179	1,271	7,137	7,277	T, 1 T	1 77.3	7,717
٨	1,717	۲,۰۳۲	7,477	٣, : ٩ ٠	£,09£	0,277	1.725
٠,	۲,۰۸۸	7,077	7,770	4.17.5	3,81	7,7.7	7:7.A
1.	Υ,۵۵Α	۳,۰۵۹	٣,٩٤٠	1.470	7,164	V,*%V	4,717
١,	۲,۰0۳	4,7 - 4	1,000		7,554	Α	1. 7:1
١٢	T,0V1	1,144	0,777	3.700	27.7.2	9.000	3.1.7.5.
10	£,1•V	\$,770	0,197	V . + <b>t</b> Y	A,7 T:	1.44-	17,71
1.1	1,77.	*,٣١٨	7,0 7 1	۰ ۹ رز. پ	4.174	110,071	17.779
١.	0,779	۰,۹۸۰	V, 17.1	۸,۵٤٧	1.7.4.4	11,741	11,779
13	@,A17	7,711	v,477	4.41t	11,104	17,774	10,471
۱۷	1,1.8	۷,۲۵۵	A,1VT	11,14	17,	17,071	17,771
14	v,	٧,٩٠٦	4,54.	١٠,٨٦٥	17,400	11,11.	14.44
111	V,177	۸,•٦٧	1-,110	11,701	18,017	10,707	14,574
7.	۸,۲٦٠	4,770	10,000	17.888	11,000	17,777	14,77
71	A,A4V	9,910	11,091	14,41.	10,110	14,144	1-,77
77	1,017	1.,1	17,474	11,-11	12,511	14,111	11,777
. **	11,197	11,797	18,.91	11.010	17,147	19,081	**,**
71	٦٠٫٨٥٦	11,447	17,111	10,709	14,037	19,988	17,77
7.	1 ,***	17,197	11,711	17,877	14,41-	Y+,A3V	71,77
177	17,194	18,2.4	10,844	10,141	14,510	T1,V4T	10,577
TY	14,444	18,170	17,101	11,111	۲۰,۷۰۳	77,014	17,777
73	17,070	11,414	17,474	11,484	* 1, . AA	77,714	**,**1
114	11,707	10,011	٧١,٧٠٨	14,778	**; * V *	T1,0VV	74,777
7.	11,408	17,817	115298	10,099	**,*1:	₹# <b>,</b> #+A	44,771 •

الملحق رقم (٨) الجدول الخامس جدول الدلالة الاحصائية للنسبة الفائية (ف)

1 7	<u> </u>				الكبر	ءَ التباين	جات حر	در.	<del></del>		<del></del> -		<del></del>	
3 5	ļ		<u>-</u>										سر پة	در نبات
مدو الدلان الاساليكة،	∞	• • •	7	١٠٠	ν.				7.4	۲٠_	11	1.8	غالية	النسبة ال
;1.0	7.1					7 0 7	• 2 .	• : .	- : •			Yte		
,,,,	1212	2621	75.4	1881	7666	76.4	7870	****	7.772	74.4	7174	7127	١	4
,••		19,00											_	
253	• 4,••	11,00	11,11	99,29	44,64	44.61	* * , : ^	44.15	11,61	11,:0	11.11	99,28	۲ .	,
1	۸,00	۸,01	A, 0 E	۸,•٦	۸۰۵۷	٨ . ٨	5,30	- •	5.72	7,55	A,55	A,V1	_	
,,,,		£7,18											۲	
١,٠٠	•,75	•,11	•.56	۵,٦٦	۸۶,۵	٠٠٠	1.53	1.5		6.4.	ه ۱۸ ، ه	۸۸۷ ه		
1.11	14.1.	14.17	۲,۰۲	15,67	17:71	14.4	17.71	18.58	17,47	121	1:.10	11,71	•	,
,	1,57	1,71	1,80	1,1.	2.27	1,11	1.15		:.07	1.63	1,7.	1,71		
,93	4,.4	٠,٠ ٤	۷۰۶	9,17	4,933	4,71		*.**	• .( )	1,66	1,7.4	4,00	c	
	17,74	F,3%	8754	۲,۷۱	7,51	7,10	4,41	F. 5. 1	۲,۸;	7,47	4,41	7,41		درجان
1.44	7,83	7,90	-5,51	7,44	Vg+ 7	- Vy+ 4	٧,١١	1,17	1,51	٧,٢٩	٧,•٢	٧,٦٠	3	! . <b>!</b>
,,,	7,77	7,71	۲,۲۰	4.4%	4.44	τ,ττ	T.T:	۲,۲۸	T., & 1	7,11	7,81	۲,•۲	٧	7
,,,,	*,74	•,27	•,٧•	•,٧:	د لاوه	ه ۸ړ ه	٠,٠.	• 54.4	7,04	٦,٠٠	٦,٢٧	7,70	•	ين.
	7,91	7,41	7,93	۲,۹۸	۲,۰۰	۳,- ۳	4,00	۲,۰۸	4,17	4,10	۴,۲۰	TSTT	Α.	Į.
233	1,47	2,^^	2,41	1,97	•,	•,• ٦	•,11	٠,٢٠	· •, <b>Y</b> A	•,٣٦	•,٤٨	۰,۰۱		`
,10	7,7			7,77	7,77				7,4.			۲,۰۲	. 4	
1."	1,7	1,77	1,53	2,21	2,24	1,•1	1,0%	1,71	4,77	1,4.	1,47	•,••		
1 ::	7,00	1 '	3	7,09			7,33				7,47		١.	
1."	7,1	1 53	1,,,,	1,.,	1,	1,57	1,17	1,10	1,41	1,11	<b>₹.•</b> ₹	4,7.		
1.00				7,10	•	1	7,07			7,10		7,71	11	
1,11	7,	7 ',''	1'''	7,7.	',''	۲,۸۰	۲,۸۱	7,72	*,•*	1,4.	1,71	1,74		
1,30									٧,٠٠				11	
1	1	1""	]. ',''	7,17	````	,,•1	','\	۲,۷۰	۰,۳۸	1,^1	7,94	1,		
,30		7,7											17	
"	1"	<b>*</b> ''	T '''	' '.'`	] '''	ļ ',* <b>'</b>	7:17	. ',"	7,04	*,``	۰,۷۸	<b>`</b> '^*]		

## تابع الدلالة الاحصائية للنسبة الفائية (ف)

4 5 1 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2 2				,	أين الك	حرية التب	در جات	•		<del></del>			ت آحریة	ادرجا
5 7	8	•…	۲۰۰.	1	٧.	• ·	۱۰	٧٠	Y 1	۲٠	11	11	: النابّ	
,90	1,7Y 7,1·	1,7A 4,14	1,41	1,71	1,77	1,4.	1,4£ 7,44	1,44	1,98	1,9v 7,78	Y,• Y Y,V1	Y, • A	1 7	
,40 ;44	1,70 7,07	1,77		1 1	1,70	1,VA Y,T•	۱٫۸۱ ۲٫۳۰			1,97 1,97	7,57 7,71	۲,۰٦ ۲,۸۰	۲۸	
,10	1,7 t 7,+4			1 1	1,VF 7,19		۰ ۸ _۱ ۴ ۲ <b>۳</b> ۲	•		1, <b>4 8</b> 7, e v	7, 7,11	۲,-ه ۲,۷۷	1 11	
,40 ,43	1,11	1,11	ددور	1,14	1,44	۱٫۷۹	1,74	1,41	1,41		ì	1	1 7.	
,10	1,09	1,11	1,71	1,77	1,11	1,71	1,٧٦	1,68	١٫٨١	1,11	1,97	7,.1	**	
,,,	1,01	۱,۰،	1,1	1,71	1,71	۱,۷۱	1	1,4	1,46	1,41	1,10	۲,۰۰	71	در جات
, , , ,	1,9	1,4	۱,۰	1,77	1,11	1,77	1,71	1	1,41	1,44	1,17	1,47	-4	4
	1,4	۲ ۱,۰	1,0		1,11	1,14						1	1	التباين أمنبر
1														ą.
,44							•							
,44	1,4	1,4	1,,	0 3,41	1,4	٧,٠١	7,0	۷,۱	7,4	7,74	7,1	۲,۰	1	-
,44	1,0	1,0	۸ ۱٫۸	1,4/	1,1	۲,۰۰	۲,۰	۲,۱	7,7	1 7,71	7,61	۲,۰	`	
, 9 9	1,1,1	17 1,4	15,4	1,4	1,1	. \ \		1,1	1 . 1,V	1,1	7,1	1,0	·  '`	
,,,	1				1		1,7							J.

# تابع جدول الدلالةالإجصائية للنسبة الفائية ( ف )

14. 10. 10. 10. 10. 10. 10. 10. 10. 10. 10						واین ال	. حرية ا	ور حادث					۔ با	در جات
in V.	17		١	1	A		1		1:	-	1	1	1 - "	النسبة الن
; 4 c	711	!		•	,					, , ,	7.	171	,	
	14,21	i '	1	ļ		ł	i	ł	1	1	1	11,21		
35.4	**,:*	44,21	11,1	44,81	11,5	44,71	44,00	44.6.	44.82	E 4.33	14,.	3.4,23	1	
.9e -59	A,V:	4,VT 7V,17	4,95 <b>1</b> 9,11		A,A t t V, t 5	7,5° 77,5°	۸,۹: ۲۷,۹۱	9,+1 73,7:	4.17	4.47	4,2: 70,41	1 · , 1 r r ł , 1 r	٣	
.4.4	0,41 11,57	*,9T	#,4.5 11,61	7, 18577	7,+1 11,A+	۹,۰۹ ۱٤,۹:	7,17 13,11	7,77	7.44	1.21 11,51	1,41	V,V1	ŧ	
,10	£,14. ¶,24.	ŧ,v•	1,71	<b>t,</b> va	£ , N.T	ر د در ۲	ŧ,;;	د ۱٫۰۰	0.19	٠.1١	4,54	[ [	٥	
,4.0 .44	٤,٠٠	۲,۰۳	1,.3	٤,١٠	:,1:	٤,٢٠	: . ·		1.08	1	:۱ره	0,44	,	2
	7.5	V, V 4	*,\\	V,4A			τ, .	۳ ٩,				17.71		• •
,19	7,17	7,01		1,71		٧,٠٠						(7,1:	V .	- 19 - 13
.55	•,*\\	i		0,91	1,	1,14	1,71	1.7.7	₹.º <b>:</b> 3.•4	ν, ο <b>٩</b> .	۸,٦٤	17,57	۸	3,
;;;	79+4 1911	₹,1· •,1∧		7,1A 4.70	4.21	7.74 0.77			7.59 1.27				٩	
,10 ,11		. ۲,41 1,44	<b>Y</b> ,4.V <b>2</b> ,4.4						T.14			. £ , 4 7 1 • , • £	1.	
,٩.e ,٩.٩	7,v1 1,1·	T,AT	T,A7	7,5. 1,57					4,47 0,7 V	7,0 °.			1,	
,1. ,11	7,24	۲,۷۲		۲,۸۰	۲,۸•	Y,4.Y	۳,۰۰	۳,۱۱	4,43	۲,11	۲,۸۸	٠,٧٠	17	
١,٠,	2,17 7,7.	7,17	7,77	7,77		1,1 • 7,4 £		۲۰۰۱	#. 1 t	4,4.e V.E1		1,77	17	
712	7,11	2,0 7	11,11	2,13	1,7.	1,11						۹,۰۷		

تابع جدول الدلالة الاحصائية للنسبة الفائية (ف)

	جَ	Γ-				رک	الدادا	ت سرية						<del></del>	
	44. [1]							<i>- حر</i> ب						١. ـ	
	12.50	8	1	1	1	٧.		1.	1 .	1 7 8	1	111	1 *	,	در جات السبة الن
	۹۴,	1		7,17		7,71		1 '			7,79	7,1,1	T,EA		
	.44	۲,۰	1,	۲,۰٦	7,11	r,11	۳,۲۱	7,17	7,72	7,17	۲,۰۱	7,11	۳,۷۰	١،	
	.44		v r,.,	1	1	7,10	7,10	7,71	۲,۲۰	7,14	7,77	7,74	۲,1۲		
	۰, ۴, ۹	Y.A.	۲,۸	1 7,97	7,4 V	۲,۰۰	۲,۰۷	7,11	۲,۲۰	7,13	7,77	T, t ^	۲,۵٦	١.	
	.40	۲,۰	1 .	1		ı		1 '	1 '	7,7 2	7,7 ^	7,77	۲,۲۷		
	, 4, 4	1,4	1,41	1,1	۲,۸٦	۲٫۸۹	7,97	۲٫۰۱	£1.	۳,۱۸	۳,۲٥	<b>r</b> ,rv	۲,٤٥	37	
	, 4 0	i	1,33	1	1	۲,۰:	i		1				7,77	١٧	
	2, 4	7,7	17,71		7,17	۲ ۹	7,45	7,47	۲,۰۰	۲,۰۸	۳,۱٦	۲,۲۱	۳,۳٥	, ,	
	4 n . <b>q</b> n		1	ł	ŀ	1,	4	۲,۰۷	t		1 ' 1	۲,۲۵	7,75	1 /	
	•		1,,*	1 201	1,11	.1.1	7,11	7,17	7,41	۲,۰۰	۲٫۰۰	7,19	7,13		1
	4.0 .4.4	1.30	V 1,3	ì	j .	1.43		,	į.		1 1	7,71	7,77	13	3
						7,5.7	۲,٧٠	7,77	۲,۸٤	7,47	۲,۰۰	٣,١٢	۲,۱۹		,
1	, 1: ,44	1,5	1	1		1,5 T			۲,۰1		4,11			۲.	3,
			'''		1 , 2 .	۲,۵٦	1,11	۲,٦٩	Y.VV	۲,۸٦	7,41	۲,۰۰۰	۲,۱۲		
}	,4 e ,4 4	1,4	İ	1	1,47 1,47		1,48 8,68			· 1	7,-1		۲,۲۰	*1	
		'		, ,		,,",	,,,,,	٠,٠٠	7,77	۲,۸۰	۲,۸۸	7,77	۲,۰۷		`
۱	,4 c .4 4	1,70	1			1,17	1,91 7,07				¥,.v			* *	- 1
						.,.	','		',''	۲,v .	7,47	7,11	`,.`\		
	,40 ,44	1,V- 7,T1	•	1 1	1,41	1,21	1,21		1,57	- 1	Y, YA	7,1·	7,12 7,11	7.7	
1								İ		- 1			"		- 1
1	,90	1,77	1		1,4.	1,41	1,41	1,41	1,41		Y, 1		Y,17	Tt	-
	۹۰,	1,71		, ,,				1	- 1	- }				ı	- 1
	,11	7,11		1,71	1,77	1,4.	.1,41 7,61	- 1	1,47	- 1	T, v .	•	7,11	7.	1
ŀ	,1.	1.34	١,٧٠	1,41	, , ]	, ,			1						1
ĺ	,11	7,17	' 1	7,14	۲,۲۰	7,14	1,11	٧,٤١	7,0.	Y, • A	1,11	Y, V V	7,1 · 7,4 ·	• 1	]
L															1

# تابع جدول الدلالة الاحسائية النابة (ف)

	- 1	در جات حرية النباين الكبير												
14	î				الكبر	بة التهاين 	مات حرا	er.		-			7)	
A COKO	1	1."	1.		^	ľ	1		•	1		۱ ،	هرجات حرية كالنسبة الفائية	
1.	7,1	T 1,17	7,7 ·	7,7 <i>0</i> 7,11	7,7·	7,77 7,79	7,87 7,07	7,0V	7,77 8,11	1,93	7,70	£, T1	**	
	. 7,1	7,10	7,19 7,•7	7,72		7,77	•, t t	7,03	7,41	۲,۹۰	7,71	1,7.	* ^	
73.		· 7,12	1,1A T,++	tji c		7,70	7,17 7.0:	- 1	۲,٧٠	T, 9. T	7,77	1,14	*4	
,3,		. ,		7,71	7,77	1,71	7,17	7.07	7,33	.	*, * * * * * * * * * * * * * * * * * *	t,1v	r.	
,,,	۲,۰۰	7,1.	1	7,14	٠,٠.	7,71	7,1	- 1	7,74	7,9.	۲,۲۰	2,1 a	78	
,40		7,00		7,17	7,77	٠,٣٠	}	τ,ε ٩	į	۲,۸۸	۲,۲۸	1,17	71 A	
,11	1	1 ' 1	1,1.		7,71 7,01	1,12	1,-1	T.17.	7,77	7,43	۲,۲۱	2,11	42 14	
,99.	Y, + 1	7,-3	7,4	7,1: 7,11	7,19 7,-1	1,1	٠,٠.		7.57	Y, N.a.	-, -,	1,1.	-	
,4.	7,00	1 1	T, . v			1.12	T,T:	1	7,11	7.4:	<b>r,</b> ۲ v	1 A V,T 1		
,4. ;44	1,11		7,-7 7,vv		T,1V	7,7:	1,71	- 1	7,03	7,17	٣,٢١	t, - v	17	
, <b>9.</b> ,11	1,44		Y,	. 1	r,17 r,1:	7,77 7,00	<b>7,71</b>	T,1T	T.0A T,77			٤,٠٦	::	
,1. ,11	1,90		'T, · : T, VT	1	7.11 7,11	Y,TT	T,T. T,TY	~.: T	T. 55	7.51	- 1	:,·•	17	
	1,11	1,11	7, · F 7, Y, 1	T,-A	T,1:	7,71 7,-1	T,T.	T; 1 1 T; 4 1	1,01 7,71	۲,۸۰ ٤,۲۲	۲,۱۹ •,۰∴	2, - 2 V, 13	t A	

تابع جدول الدلالة الاجصائية للنسبة الفائية ( ف )

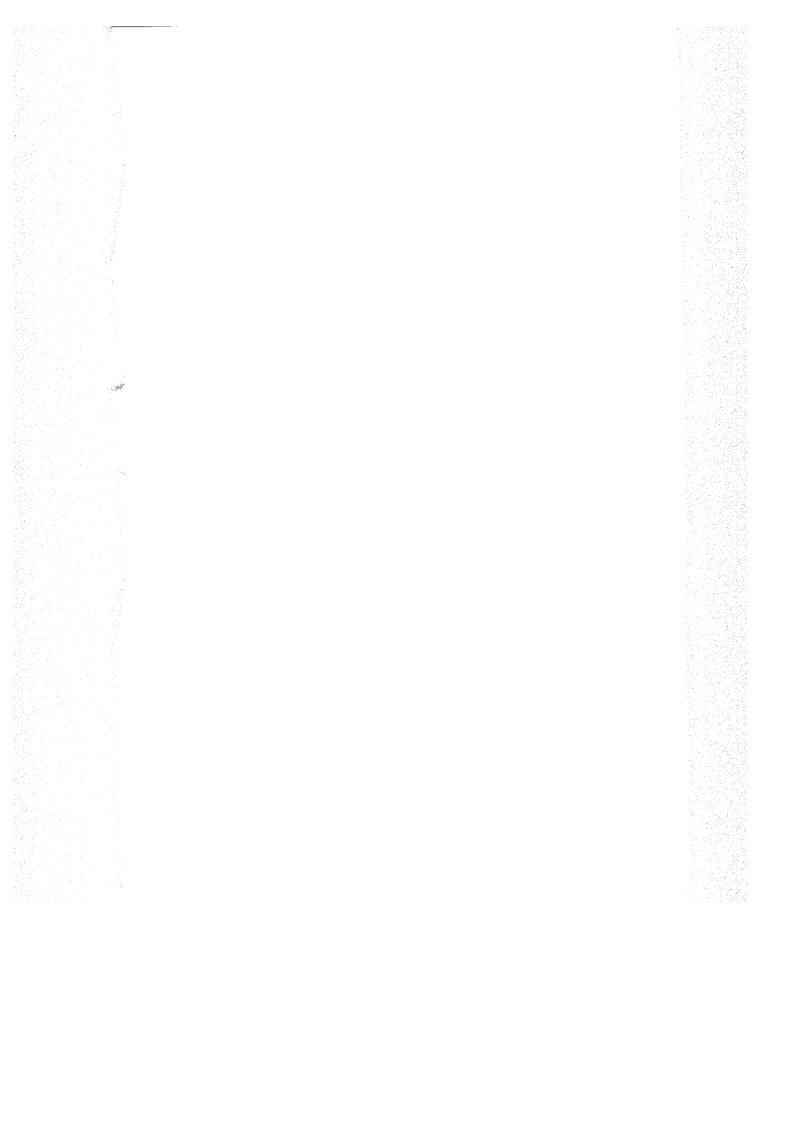
4 5	<u> </u>				کبر	الداين ال	ت حرية	در جا			***************************************			
علودالملاله الاحاليكاتم	14	11	١٠	1 1	^	v -	`	•	•	۳	*	١, ١,		در جات المسبة ا
,۹۰	1,14	1,14	۲,٠٢		r,17	۲,۲,	7,74	۲,: ۰		7,79	7,11	1,. 7	•••	
,11	۲,۵٦	7,17		1	1				۲,۷۲				1	
,,,,	7,97	1,4Y Y,64	7,			Y,1/			7,42 7,7A					
,4. ;44	1,97	1,40	1,11	Y, · £	Y,1.	Y,11	۲,۲¢		7,07 7,70				٦.	
,,,	1,,	1,91	1,44		۲,۰ ۸	۲,۱۰			۲,•۱				7.01	
,44 ;40	1,49		1;47	l		7,12		F,F1 F,F.0		4,1٠ 4.د۲				
111	7,10	۲,•۱		7,77					1	-			4.1	
,٩0	1,82	1,41	1,40	L	7, · · · · · · · · · · · · · · · · · · ·	7,17 7,47			7,1A 7,47				۸۰	4
,,,	1,44	1,44	1,17	1	Y,-Y	7,1. 7,47	7,15 7.99		7,67 7,41		-V. · 4 £,AY		١	. B.
,44	1,47	1,41	1,4.	1,40	1,	٧,٠٨			7,18		4,.4		110	أتبايز ألعنير
, 4.4	1,17	۲,٤,٠	7,17	۲,•۱	7,70	¥,v4	4,40	۴,۱۷	7,17		1			4
,40 ,41	1,41	1,40 7,7,7	1,41 7,11		Y,	۲,-۷ ۲,۷٦				۲,٦٧ ۲,٩١			1	
,,,		1,48 7,81	1,4Y 1,11			7,·•	1		•	7,1.0 4,44	1		1 4	
١,,,	1,74		١,٨٠	1		1	1	7,41	1	1			[	
,,,			1,41		-	1	Y,A			1	١			
, \\ , \\				1		•	1	1	r,r:		1	1	1,,,,	
,,			1	1		7,1			1 7,4°		1 -	1		<u>.</u>
L					1	1"				1	<u> </u>	<u> </u>	1	

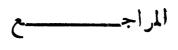
( ۲۸ ـ السات)

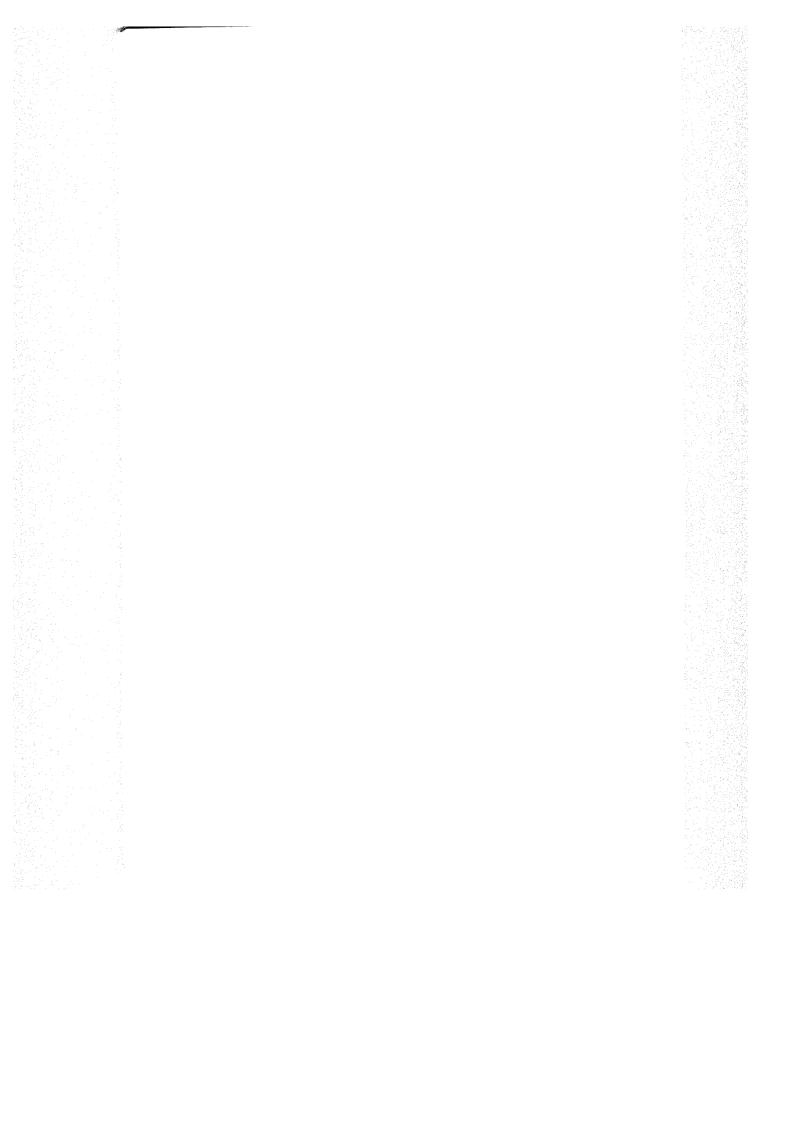
### تابع جدول الاجصانية للنسبة الفانية (ف)

13.3		ورجات حربة النباس الكمير													
20.00	∞	•••	۲۰.	1	٧s	٠.	1	۲.	Y1	٧.	13	11	جات حرية سة الفائية		
,10	1,11	1,63	1,84	1,01	1,22	1.5.	1,7,	1,14	1,71	1,51					
,11	1,74	1,71	1,57	1,41	1,43	1,1:	۲,۰۰	1	1 ' 1		i '	1 ′	•	1	
,10	1,21	) '		١,٥٠	1.28	1,01	1.51	1.37	1.1.	1,71	1,17	1,11		١	
,,,,	1,11	1,33	1,01	1,84	1,47	1,4.	1,9-	Y	1 1	7.77			2.3		
,10	1,54	1,23	1 1	1,23	١	1.3-	١,:٩	. ,	1.5.	N _a v a	1.11	1.7.		Ì	
,,,,	1,7.	1,17	1,14	1,V t	1 g v 1	1953	1,47	1.00	7,17	1	1	l .	7.		
,90	1,50	1,79	1,27	1,:1			١,٥١	1,75	1,15	1,77	1,11	1500		-	
	,,,,,	1,1.	1,72	1,71	1,51	\ , A <b>:</b>	1,4.	7	۲,٠٩	7,13	۲,۳۰	۲,44	7.3		
,11	1,00	1,50	1,2 *				l .	1 '	1 1	Vevi	1.74	1,12		1	
					* . N <b>:</b>	۱.۰۲	1.5.	1.4.1	7,00	T,13	۲,۲۸	۲,۳۵	V.	-	
,٩٠	1,55	1,50	1,54	1.11			1,01	i		١,٧٠		1,54	,	.	
۱,۹۰							1,52	1.41	77	۲,۱۱	7,71	7,55	3		
,,,,	1,11	1.85	1,58	۱,۲° ۱,۵۶					1,37 4,43	į.		1,54	10.4		
,	1,70	1.75							, , , ,	1 3	r,13	۲.۳۰	7		
,44	1,50	1,8	1,61	1,577	1.09	1,20			) 1	1		1,77	الما الم		
١,٠٠	1,77	1,70	1,74	1,52				Ì		ĺ	Y,10	7,77	1 3		
,,,,	1,77	1,7 v	1,27	1,01	1,50	1,17	1,17	1 1		•	7.71 7,11	1.77 7,7.	10.		
١,٠٠	1,14	1,77	١,,٠-	1,57	1.70	1,27	٤ • ډ ١	\				,,,		1	
, ۹۹	۱٫۲۸	1,55	1,59	1,84	١,•٢	1,11	1,11	3 ' 1	' 1	1,77	1,79	ا: ۲٫۱۷ ۲٫۱۷	τ	1	
م, ر	1,17	1,17	1,77	1,72	1,57	1,71	1,17	1,69	1,01	1,7.				ŀ	
1."	1,11	1,72	1,57	1,27	1,17	1,51	1,71	1 1	1,41	1,11	1,7 V 7, - 1		11.1	I	
1::	1,		1,14	1,75	١,٣٠	1,57	1,11	1,17	1,00	1,01	١, ١٥	١,٧٠	•		
1."	۱,۱۱	1,19	1,11	1,50	1,88	1,02	المرز	1,41	1,71	1,41	7,-1	۲,۰۹	١٠٠٠		
331	37.	1,11	1,11	1,72	1,14	1,50	١, ٤٠	1,27	١,٥٢	١,٥٧	1,11	1,14		ł	
	1,00	1,10	1,70	1,53	1,11	1,•1	۸٫۰۸	1,14	1,74	1,44		. ۲, • ۷	8		

الملحق رقم (1)







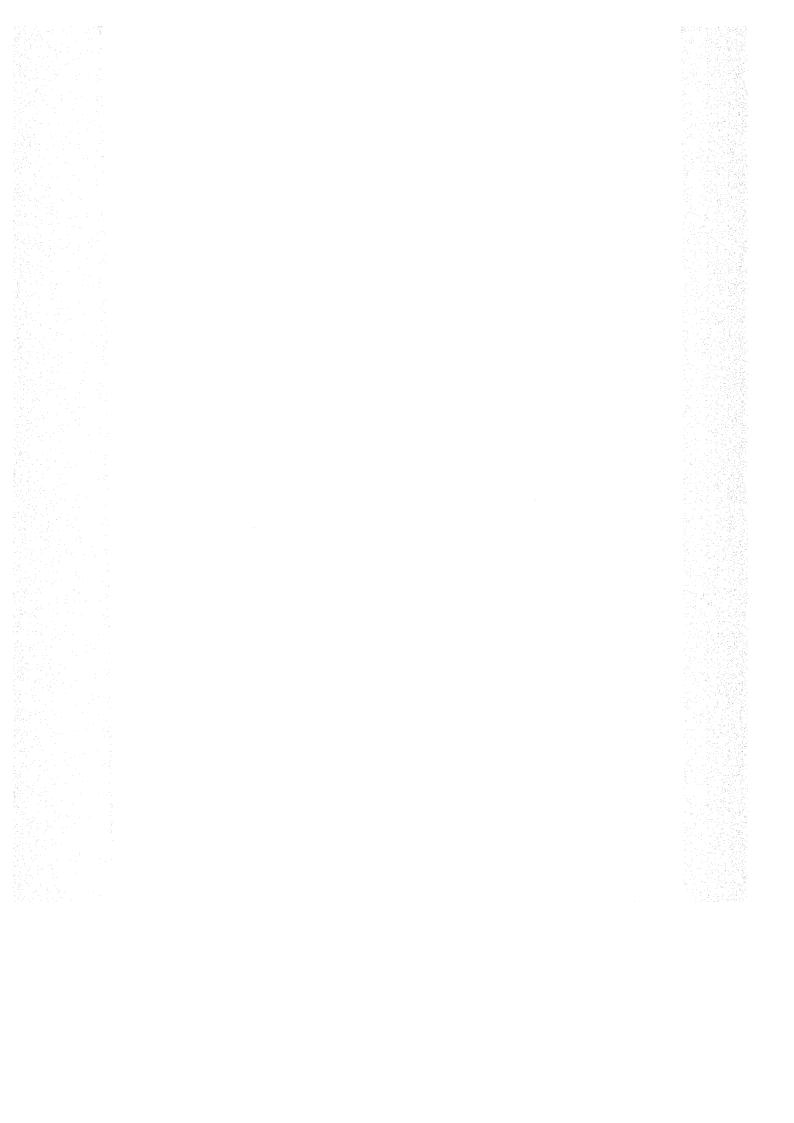
#### المراجع العربية

١ -- السير محمد خيرى (١٩٧٠): الاحصاء فى البحوث النفسية و التربوية
 و الاجتماعية . الطبعة الرابعة دار النهضة العربية القاهرة .

عبد العزيز القوصى و آخرون (١٩٥٦) الاحصاء فى التربية وعلم
 النفس . مكتبة النهضة المصرية القاهرة .

۳ -- رمزیه الغریب ( ۱۹۷۷) النقویم والقیاس الناسی والتربوی.الانجلو
 المصریة القاهرة .

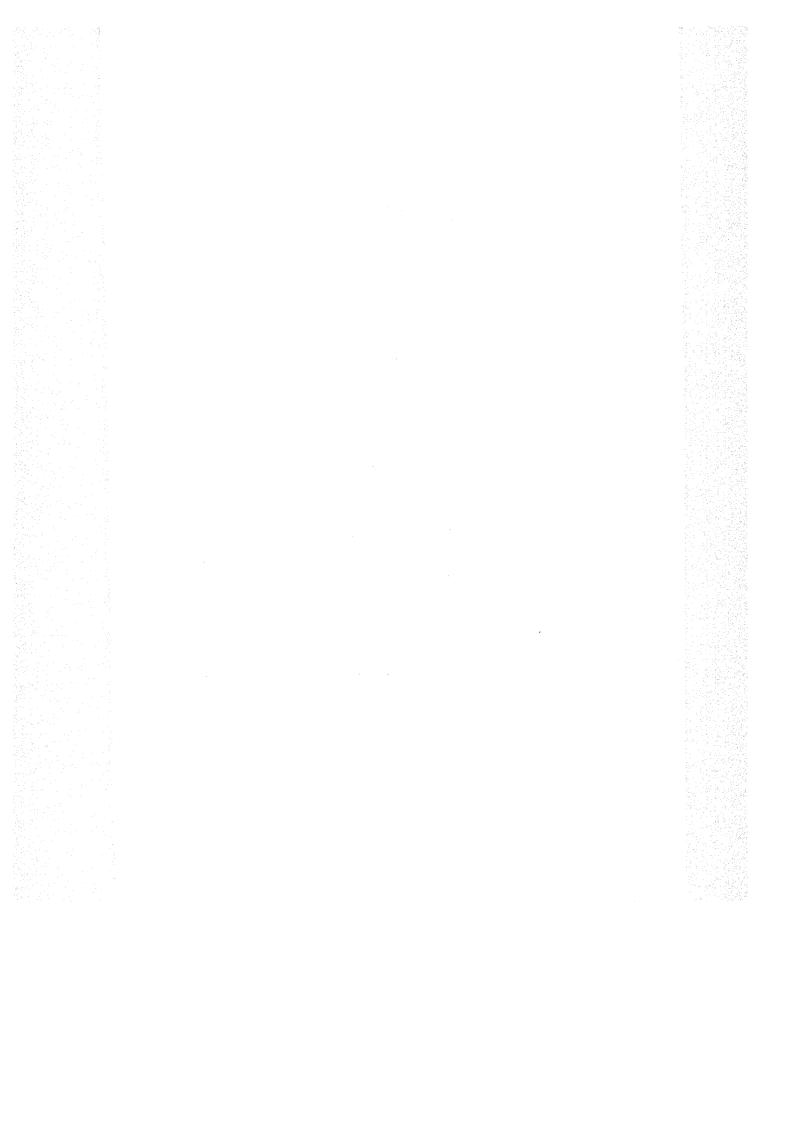
٤ ــ فؤاد البهى السيد ( ١٩٧٩ ) : علم النفس الاحصائى وقياس العقل البشرى . الطبعة الثامنة دار الفكر العربي القاهرة .



# المراجع الأعبنية

#### REFERENCES

- 1 Carrett H. E. (1966): Statistics in Psychology and Education. Longman, England.
- 2 Hays, W. L. (1974): Statistics for the Social Science, 2nd ed. Holt Reinhart and Winston, New york
- 3 Kerlinger, F. N.(1965): Foundations of Behavioural Research. Reinhart and Winston, New york
- 4 Kerlinger, F. N. & Pechazur, E. J. (1973): Multiple Regression in Beha-vioural Research, Holt, Reinhart and Winston, New york.
- 5 Lewis, D. G. (1971): The Analysis of Voriance Manchester University Press England.
- 6 Popham, W. J. (1967): Educational Statistics, Use and Interpetation, Harper and Row, New york



#### جدول المحتويات

أجرة	ipo				8	لموضوع	1			
١	•••	•••	•••	•••		•••		•••	•••	المقدمة
٩	•••	;	النز بو يا	نەسية و	رث ال	في البحو	حصاء	أهمية الا	اول:	القصل الا
٩	•••	•••	•••	•••		•••		مقدمه	•	
١.	•••	•••	•••	•••	•••	•••	نات	أولا العيا		
17	•••	•••	.:.	•••	•••	•••	مينات	أنواع ال		
17	•••	•••	•••	•••	•••	العلمى	المنهج	خطوات		
14	•••	•••	•••	•••	ی	تث العلم	, في البح	المتغيرات		
<b>*</b> *	•••	•••	•••			رارية	ت التكر	التوزيها	لثانی :	الفصل ا
۲۳	•••	•••	•••	•••	•••	ر په	التكرا	العلاقات		
24	•••	•••		•••	•••	بة	لتكرار.	الفئات ا		
47	•••	•••		•••	•••	داها	ئات وما	عدد الفة		
۲٦.	•••	•••	•••	كرارية	ن التك	لتوزيعار	البياني ا	التمثيل		
<b>'</b> Y	•••		•••	•••	•••	اراری	ج التك	١) المدر		
<b>'Y</b>	•••	• • •	•••	•••	•••	راری	لع التك	٢) المض		
'Α	•••	•				ارى	_			
٩	•••	•••	درجات			رى المت				
١	•••				_	ر المتجم		_		

مبنحة					_	الموض					
**			•••	نازلی	جمع الت	ى المنت	تكرار	حنى ال	المن		
: <b>٤</b> ١		•••			ئز ية	ه المرك	، النزعا	قما ي <b>ي</b> سر	ث . ما	ل الثا ل	الفصر
·£ 1		• • •			•••			40.	مقد		
٤١.	•••		••.•	•••	• • •	لحسابي	سط ا.	المتو	أولا		
11		•••		• • •	بی	ل الحسا	اتوسط	يف الم	تعر		
27	•••	المبو بة	بصائية	ت الا۔	و للبيا نا.	لحسابى	سط ا	ّد المتو	ايجا		
٤٨		آفات	الانحو	طريقة	سابی ب	سط الم	المتو.	د <b>قیم</b> ا	ايجا		
	ئن	رافات •	نة الانج	بطرية	لحسابي	وسط ا	ب المتر	احسا	ثانيا		
11	•••		•••	•••	بسيطه	ارية ال	التكر	ريعات	التوز		
- <b>0</b> Y		•••	•••	•••	•••	•••		يط	الوس		
o t	•••	لبو به	سائيه ا	الاحه	لبيا نات	ط من ا	الوسيا	. قيمة	ايجاد		
		رزيعات	من التو	لحسا بی	سط ا۔	اب المتو	ة حسا	طري <b>ة</b>	เปเร		
٥٥	•••	•••				لثات	ذي الغ	رارية	التك		
٦.		•,••		•••	•••	•••	•••	ل	المنوا		
· • •		•••									
					الدرجاء						
٦.		•••	سيط	ط و الو	المتوس	ال من	ب المنو	حسار	(ب)		
71	•••	•			التوزيم	_					
.40				•••				. (	تمار ين		

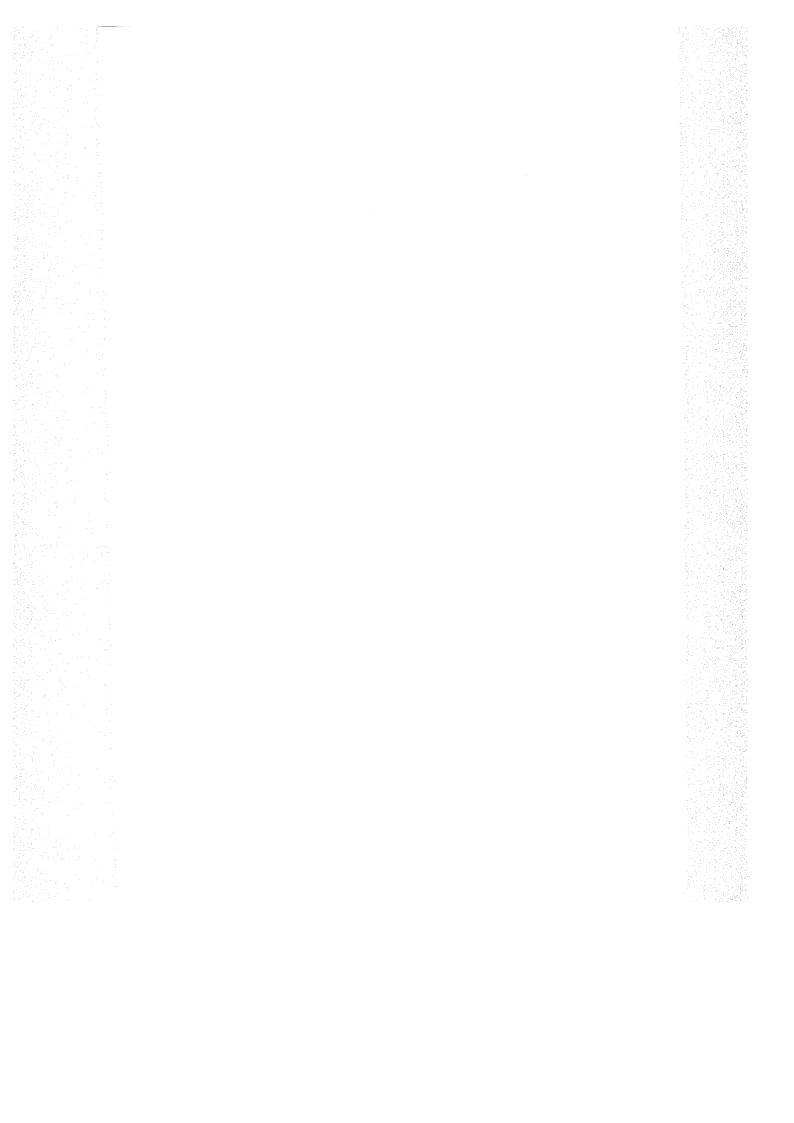
يحة	i,o				8	الموضوع				
٦٧	•••		•••		ت)	ن ( التشة	, التباير	؛ مقاييس	ل الرابع	الفص
٦,		•••		•••		لمق	ی المط	أولا المدز		
٧٢	•••		•••	•••		المتوسط	براف	ثانيا الانح		
<b>*</b> Y	•••	•••				الربيعى	مراف	गाः। रिक		
<b>Y</b> 0	•••	•••		•••	(	، المعياري	محرا <b>ن</b>	رابعا الا		
۸۱	•••	,	عتدالي	ارى الا	التكر ا	المنحني	ىتت فى	معنى التش		
۸Y	•••					ن د		_		
						ا ييس الت		_		
۸۳	•••	• • • •	•••	•••	•••		•	والتربويا		
44	•••			•••	طلق	المدى الم	نخدام	أولا أسا		
11			•••	لر بيع <i>ى</i>	اف ا	ت الانحر	خداما	ثانيا است		
١٤	• • •			لتوسط	اف ا	ت الانحر	خداما	ثالثا است		
1		•••	(	المعياري	راف	بات الانح	تيخدا.	رابعا اس		
١٩	•••			•••				عار <i>ين</i>		
۳,	•••				•••	اعتدالي	يع الا	س : ال <b>توز</b>	صل الخام	الف
۳			•••	•••				مقدمه		
۳.		•••	الى	الاعتدا	لنحني	تناسب الم	التي	المقاييس		
٤						بع الاعتد				

الصفحة					الموضوع
40		•••	•••	•••	التوزيع الاعتدالى المعيارى
					المساحة تحت المنحني الاعتد
1,4	•••	•••		•••	الألتـــوا
۱.۸		•••	•••	•••	تمـــارين
1.4	کمر ار یا	مات التــــــــــــــــــــــــــــــــــ	للتو زيد	كلوجية	الفصل السادس : المعايير الاحصائية السيكا
1.9	• • •				مقدمة
111	ببية	التجر	کرارية	مات التا	أولا : معايير تعتمد على التوزيعا
111	•••	•••	•••	•••	(١) معيار العمر
112		•••			(٢) معابير الفرق الدراسية
114			•••	• • •	(٣) المثينيات
111		• • • •		•••	(٤) الدرجات المعيــــارية
	دالي	الاعتا	کراری	زيع الت	ثانيا : المعايير التي تعتمد علىالتوز
177			•••		المعيار التائي
177					المعيار الجيمى
174					السياعي المعياري
140	•••		•••	•••	الفصل السابع: الارتباط_ الانحراف
140			•••	•••	أولا الارتباط الخطي

صفحة					الموضوع
140	•••		•••	•••	فائدته وكيفية حسابه
170	•••		•••	لعزوم	أولا : الارتباط الخطى بطريقة اا
171	•••	٠ ر	ة الرتب	بطريق	ثانيا: حساب معامل الارتباط
122	•••	•••	•••	•••	تطبيقات معامل الارتباط
177	•••	•••	•••	•••	الانحدار الخطى
124	•••	•••	•••	•••	مقـــدمة
١٤٠	•••	•••	•••	•••	معادلة الانحدار الخطى
184	•••	•••	•••	•••	تمــارين
127	•••	•••	•••	•••	أمثلة محلولة
104	•••			•••	الفصل الثامن: الدلالة الإحصائية
101		•••	ت	وسطار	الخطأ المعيارى للفرق بين المتر
101	•••	•••	•••	•••	أولا المتوسطات المرتبطة
100	•••	• • •	•••	لة	ثانيا المتوسطات نمير المرتبط
107	•••	•••	•••	•••	النسبة الحرجة النسبة
۱۰۸	•••	•••	•••		اختبار دت. للمتوسطات
	خدام	ا لاست	ره	، تواف	الشروط الأساسية الواجب
109	•••	• • •	•••		ا <b>خت</b> بار (ت) ···· ···
171	•••	•••	•••	•••	الفرق بين متوسطين

صنحا				الموضوع
177	•••	•••	•••	دلالة الفرق بين متوسطين
174		•••	•	(١) الدرجات الغير مرتبطة
174	•••	• • •	•••	(١) المجموعات الكبيرة
174	•••	•••	•••	<ul><li>(۲) المجموعات الصخيرة</li></ul>
171		•••		تعــارين
171	•••	•••		حساب دت، لمتوسطين مرتبطين
178	•••	***	***	تمـــارتين
140	•••	· • •	•••	الفصل الثامن : تحليل التباين
140	•••	•••	•••	بعض الخواص الاحصائية للتباين
٠٨٠	•••	•••	•••	(١) تحليل التباين لمجموعتين
441	•••	•••	•••	الدلالة الإحصائية للنسبه الفائية
147	•••		•••	تحليل التباين الثنائي
٠٠٠		•••	•••	تمـــارين
4.1		•••		تطببقات ونمسارين عامة
۲.٧	•••	•••	•••	الملاحق :
4.4				ملحق رقم (۱)
418				ملحق رقم (۲)

المنعجة	الموضوع	
Y\•	ملحق رقم (٣)	
*14	ملحق رقم (٤)	
77.	ملحق رقم (ه)	
711	ملحق رقم (٦)	
***	مل <b>ح</b> ق رقم (∨)	
**	ملحق وقم (۸)	
444		المراجــــــــــــــــــــــــــــــــــــ

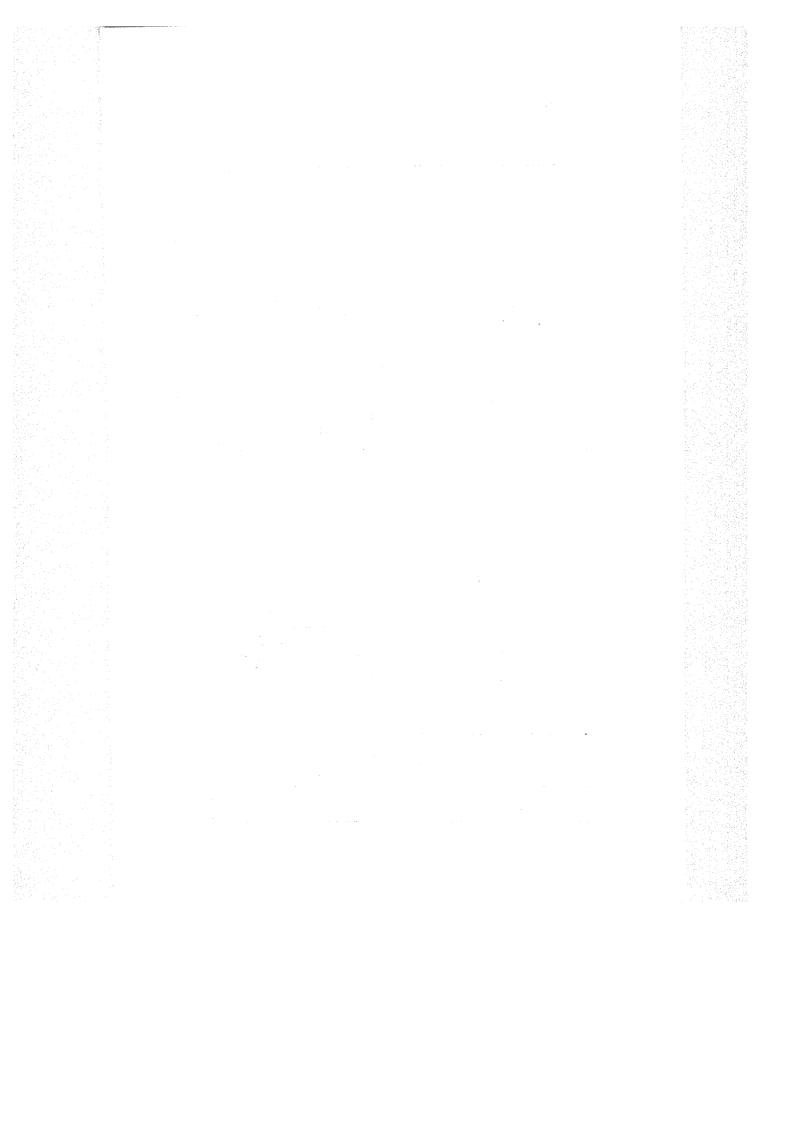


= ٧د٨ وإذا حسبناه	في المثال رقم ٤ ص ٢٥	جبوع الانعرافات عدد القيم	متوسطا فرضيا (أ)	مقاييس الغرعة المركزية	التكرار المبين بالجدول رقم (٢) من ٢٥	والمتجمع التنازلي للتوزيع	ه سبق بالكتاب ص ۳۰	بالجدول رقم (۷) ص ۲۵	التصويب
ره الأخير = ٨ر٧ التاسع وإذا حسبناه	١٥ الناني في المثال رقم (٢) ص	عبوع الأنحرافات +	٨٤ الخامس متوسطا قرضيا (١)	١٤   العنوان   مقاييس الترعة المركزية	ه الخامس التكرار المبين بالجدول (١) م ٥٠	٣٥   الرابع   والمتجمع التنازلي التوزيع	• سبق بالكتاب ص	٣٣ الثاني مثال (٣) بالجدول رقم (١) ص )	
الأخير	العانى	×3	انخامس	العنوان	الجامس	الي اليم	15 VI TT	الثانى	رقع المطل
9 -	2	~	~	~	7	て。	7	7	100

ترتيب الوسيط — التكوار المتجمع السابق × طول الفئة الوسيطة التكرار المتجمع السابق × طول الفئة الوسيطة طول الفئة الوسيطة التكرار المتجمع للفئة الوسيطة	ابق 🗙 طول للذئة الوسيطة الوسيطة	* مذا الفصل التاتي من ه٢	أوجه المتوسط	برتيب الاعداد	التصويب
ترتيب الوسيط — التكرار المتجمع السابق التكرار المتجمع السابق \\ \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \tag{1.5} \	ترتيب الوسيط التكرار المتجمع السابق × طول للفئة الوسيطة +	الأخير * هذا الفصل الثاني ص	١٢ أجد المتوسط	الأخير أمرتيب الاعد	الخط
<b>~</b>	<b></b>	الم خير	7	ÿ. Y	نځا
	• 9	, , , , , , , , , , , , , , , , , , ,		1	183

(1 + 1) - (1 + 1) $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1 + 1)$ $(1$	الدرجة المعيارية (د) = س س ص ع الدرجة المعاير ع منه الماير		$\frac{1}{1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 + 1 +$	٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠٠ ٠٠	Δ
		=	-	:	اسط

(1-0) c	ر. ۷۰	70 + 16 =	لأمتخدام المختبار ( ت )	1 c + c \ =	التصويب
(1-i) i v	76.7	1° + 1° =	لأستخدام أحتبار ( ت )	1 c + 1 c \ =	î Le I
₹	۲۷۴ الأول	١٩١ الأخير	١٠١ الأول	٠ <u>٠</u> ٠	<b>1 7 8</b> .
	Ę	3	į	٥•١ الاخير	رقم رقم الصفحة السط





رقم الإيداع ٨٠/٥٧٣١

الزقيم المدولى ٢ - ١٧ - ٢١١ - ٧٣٤ - ٩٧٧

